

Die Spektralanalyse — ein Verfahren zur Untersuchung der Konjunkturschwankungen in ökonomischen Zeitreihen?

Eine empirische Analyse makroökonomischer Zeitreihen
für die BRD von 1950 bis 1970

INAUGURAL-DISSERTATION
zur
Erlangung der wirtschaftswissenschaftlichen
Doktorwürde
des
Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften
der Philipps-Universität zu Marburg

vorgelegt von
Hans-Jürgen Fennel
Diplom-Volkswirt aus Kassel

1976

Marburg
1977

Die Spektralanalyse — ein Verfahren zur Untersuchung der Konjunkturschwankungen in ökonomischen Zeitreihen?

Eine empirische Analyse makroökonomischer Zeitreihen
für die BRD von 1950 bis 1970

INAUGURAL-DISSERTATION

zur

Erlangung der wirtschaftswissenschaftlichen

Doktorwürde

des

Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften

der Philipps-Universität zu Marburg

vorgelegt von

Hans-Jürgen Fennel

Diplom-Volkswirt aus Kassel

Marburg

1977

Als Dissertation vom Fachbereich
Wirtschaftswissenschaften
angenommen am: 10.2.1976

Berichterstatter: Prof. Dr. Asta Hampe

Mitberichterstatter: Prof. Dr. Wolfgang Förster

Tag der mündlichen Prüfung: 12.2.1976



INHALTSVERZEICHNIS

Seite

1.	Einleitung	1
1.1.	Der Konjunkturbegriff im Untersuchungszeitraum 1950-1970	1
1.2.	Zeitreihenmodelle	8
1.3.	Ansatz und Ziel der Untersuchung	15
1.4.	Die Vorstufen der Spektralanalyse: Harmonische Analyse und Periodogramm	19
1.4.1.	Fourier-Analyse oder Harmonische Analyse	19
1.4.2.	Das Periodogramm	23
2.	Die Spektralanalyse	26
2.1.	Definition stochastischer Prozesse	27
2.1.1.	Folgen unabhängiger Zufallsvariablen	30
2.1.2.	Folgen gleitender Mittelwerte unabhängiger Zufallsvariablen	30
2.1.3.	Autoregressive Prozesse	31
2.1.4.	Harmonische Prozesse	34
2.2.	Spektraldarstellung stationärer stochastischer Prozesse	39
2.3.	Analyse von Zeitreihenpaaren (Kreuzspektralanalyse)	44
3.	Spektralanalytische Schätzfunktionen	49
3.1.	Schätzfunktion der Autokovarianz	50
3.2.	Schätzfunktion für die Spektraldichte	55
3.3.	Schätzfunktionen der Kreuzspektralanalyse	64
4.	Das Datenmaterial	67
5.	Untersuchung konjunktureller Schwankungen mit Hilfe spektralanalytischer Verfahren	75
5.1.	Aufbau einer Spektralanalyse	83
5.2.	Darstellung der Zeitreihen	84
5.3.	Schätzen der Spektren der Originalreihen	84
5.4.	Auswahl zur Konjunkturanalyse geeigneter Reihen	90
5.5.	Trend- und Saisonbereinigung	90
5.5.1.	Filterwirkung der "Relativen Abweichungen..."	100
5.5.2.	Filterwirkung der Wachstumsraten	104
5.5.3.	Filterwirkung des Trend-Saison-Filters	109
5.6.	Spektren der bereinigten Reihen	113
5.7.	Das reihenspezifische Konjunkturverhalten	121
5.7.1.	Die reihenspezifische Konjunkturzyklenlänge	121
5.7.2.	Relative Bedeutung der Konjunkturkomponenten "Konjunkturreagibilität"	124
5.8.	Analyse der spektralanalytischen Schätzwerte für die Konjunkturkomponenten der einzelnen Reihen	137

	Seite
5.9. Schätzen der Kreuzspektren	145
6. Schätzergebnisse der Kreuzspektralanalyse	147
6.1. Kreuzspektralschätzungen und Bereinigungsverfahren	148
6.2.1. Kohärenzschätzung und reihenspezifische Konjunkturzyklenlänge	151
6.2.2. Phasenschätzung und reihenspezifische Konjunkturzyklenlänge	158
6.3. Verkürzung des Analyseintervalls auf 1954-1970	160
6.4.1. Phasenschätzung und Verschiebungsparameter M	178
6.4.2. Länge des Analyseintervalls	186
6.4.3. Länge der Regressionsschätzung	192
6.5. Veränderungen der Kohärenz	195
6.5.1. Kohärenzschätzung und Verschiebungsparameter M	195
6.5.2. Kohärenzschätzung und Länge des Analyseintervalls	200
6.5.3. Kohärenzschätzung und Länge der Regressionsfunktion	201
7. Ökonomische Interpretation einiger Schätzwerte	203
7.1. Phasenverschiebung in Verhältniszahlreihen	208
7.2. Einstufung der Konjunkturindikatoren	215
8. Zusammenfassung der Ergebnisse	222
Anhang	
A. Eigenschaften des "Index der industriellen Nettoproduktion" und des "Index des Auftragseinganges"	227
A.1. Index der industriellen Nettoproduktion	227
A.1.1. Qualitätsproblem (Reihenauswahl)	231
A.1.2. Das Quantitätsproblem	234
A.1.3. Wahl des Basisjahres	235
A.1.4. Wahl der Indexformel	239
A.1.5. Ist die Bezeichnung "Index der industriellen Nettoproduktion" zutreffend?	241
A.1.6. Verknüpfung der Indizes	244
A.2. Index des Auftragseingangs	245
A.2.1. Definition des Auftragseingangs	247
A.2.2. Erhebung der Auftragseingänge	248
A.2.3. Indexberechnung	249
B. Simulationen mit Sinusreihen unterschiedlicher "Konjunkturperioden"	257
Literaturverzeichnis	266

Verzeichnis der Abbildungen

Abbildung		Seite
1	Bruttosozialprodukt in Preisen von 1962	7
1a	Korrelogramm stationärer Prozesse	37
1b	Korrelationsspektren stationärer Prozesse	37
1c	Konstante Zeitverschiebung	49
1d	Konstanter Phasenwinkel	49
1e	Vortäuschung ("aliasing") einer langen Welle durch äquidistante Messung einer kurzperiodischen Welle	53
2a	Spektraldichte eines stochastischen Prozesses	56
2b	Theoretisches Spektrum eines harmonischen Prozesses (Linienspektrum)	56
3	Geschätzte Spektraldichte eines linearen Trends	56
4	Gewichtsfunktionen nach Tukey-Hanning und Parzen	60
5	Spektralfenster für $M=60$ nach Tukey-Hanning und Parzen	60
6	Verlauf lokaler Maxima	64
7	Vergleich der Konjunkturschwankungen der "Relativen Abweichungen..." des Index der industriellen Nettoproduktion (als Indikator für die Gesamtkonjunktur) und des Volumenindex (1962=100) des Auftragseingangs, Industrie insgesamt	76
8	Ausschnitte aus den Spektren der Abweichungen von einer Regressionsfunktion 2. Grades der Reihe 12, die mit $M=60$ und $M=52$ geschätzt wurden	80
8a	Typische Gestalt der Spektren ökonomischer Variablen	86
8b	Typische Gestalt der Spektren trendfreier oder trendbereinigter ökonomischer Variablen	86
9a	Spektren der Originalreihen: 11 Index des Auftragseingangs der Investitionsgüterindustrien, Inland 19 Index der industriellen Nettoproduktion, Industrie insgesamt	88
9b	Spektren der Abweichungen von einer Regressionsfunktion 2. Grades der Reihen: 11 Index des Auftragseingangs der Inv.-Güterindustrien, Inland 19 Index der industriellen Nettoproduktion, Ind. insg.	89
10	Transferfunktion des symmetrischen 12 Monatsdurchschnitts zur Trendbereinigung $T_L(\omega)$ und zur Saisonbereinigung $T_L^*(\omega)$	94

Abbildung		Seite
11	Veränderung der Transferfunktion $T(\omega) = 4^n (\sin \omega)^{2n}$ mit der Anzahl n der Summen- und Differenzenbildungen	96
12a	Spektren der Originalreihe und des geschätzten Trends des Index des Auftragseingangs, Inland, Maschinenbau 1962=100	98
12b	Spektren der Originalreihe und der Abweichungen vom geschätzten Trend 2. Grades der Reihe 16: Auftragseingang zu Umsatz, Ind. insg.	99
13a	Arbeitslose zu offene Stellen: Originalreihe und geschätzter Trend	101
13b	Arbeitslose zu offene Stellen: "Relative Abweichungen..."	102
13c	Auftragseingang Industrie gesamt in lfd. Preisen Zeitreihe, linearer Trend und Trend 2. Grades	103
14	Verstärkungs- bzw. Dämpfungsfaktoren und Phasen- verschiebungen in den Wachstumsraten durch die Differenzenbildung zwischen entsprechenden Jahreswerten	107
15	Transferfunktion des Trend-Saison-Filters im Niederfrequenzbereich	111
16	Konfidenzintervall um ein geschätztes Spektrum	134
17	Konfidenzintervall um die Ausgleichskurve durch ein geschätztes Spektrum	135
18a	"Relative Abweichungen..." des Index der Er- zeugerpreise ind. Produkte 1954=100	140
18b	"Relative Abweichungen..." des Index der Er- zeugerpreise für Investitionsgüter, 1954=100	141
18c	"Relative Abweichungen..." des Index des Pro- duktionsergebnisses je Arbeiterstunde, Industrie insgesamt ohne Bau und Energie	142
19	"Relative Abweichungen..." der Veränderungen zum Bargeldumlauf	162
20	Wachstumsraten der Reihen: 23: Abschreibungen in lfd. Preisen 34: Staatsverbrauch in Preisen von 1954 40: Exporte in Preisen von 1954	165 166 167
21	Wachstumsraten der Reihen: 1: Bruttosozialprodukt in lfd. Preisen 24: Bruttoanlageinvestitionen in Preisen von 1954 25: Bruttolöhne und Gehälter in lfd. Preisen	170 171 172
22	Wachstumsraten der Reihen 3: Preisindex des Bruttosozialproduktes 26: Index des nominalen Durchschnittsbrutto- stundenlohns der Industriearbeiter 1954=100	173 174

Abbildung		Seite
	30: Index der Erzeugerpreise für Verbrauchs- güter 1954=100	175
	33: Preisindex der Erzeugerpreise industrieller Produkte 1954=100	176
	37: Preisindex für die Lebenshaltung 1954=100	177
23	"Relative Abweichungen..." der Reihen	
	19: Index der industriellen Nettoproduktion, Industrie insgesamt ohne Bau und Energie	187
	37: Preisindex für die Lebenshaltung 1954=100	188
	50: Veränderungen der Kredite an Unternehmen und Private	189
24	Index der industriellen Nettoproduktion, gesamte Industrie ohne Bau und Energie	
	1. Regressionsfunktionen 2. Grades für die Schätzintervalle 1948/70 und 1954/70: $f(48)$ und $f(54)$	
	2. Relative Abweichungen von diesen Regressions- funktionen im Zeitraum 1954/70: $r(48)$ und $r(54)$	
25	Lage des Maximums der Funktion $h(t) = \frac{A+B\sin(\omega_r t + \omega_r \tau^*)}{C + D \cdot \sin \omega_r t}$	212
	mit $\tau^*=6$, $A=C=100$ und variablem Amplituden- verhältnis B/D	
26	Lage des Maximums der Funktion $h(t) = \frac{A+B\sin(\omega_r t + \omega_r \tau^*)}{c+D \cdot \sin \omega_r t}$	213
	mit $A=C=100$, $B/D=2,1,0,5$ und variablem τ^*	
27	Wachstumsraten des Index des Auftragseingangs, Ausland, Volumen 1962=100	218
28	"Relative Abweichungen..." des Index des Auftrags- eingangs, Ausland, Volumen 1962=100	219
29	Mittelwertbereinigte Wachstumsraten der Reihe 18: Arbeitslose zu offene Stellen	221

Verzeichnis der Tabellen

Tabelle		Seite
1	Korrelationsfunktionen und Korrelationsspektral- dichten stationärer Prozesse	38
2	Makroökonomische Zeitreihen	68
3	Ereignisse und Entwicklungen im Beobachtungszeit- raum 1950-1970, die die ökonomischen Variablen (bzw. den Verlauf der Zeitreihen) beeinflussen haben.	71
3a	Anzahl und Gewichte der Fortschreibungsreihen des Index der industriellen Nettoproduktion	233
3b	Gewichte der Industriegruppen des Index der industriellen Nettoproduktion	233
4	Index der industriellen Nettoproduktion und Index der industriellen Bruttoproduktion auf Basis 1958	243
5	Erhebungstechnische und berechnungsmethodische Eigenschaften des Index der industriellen Netto- produktion und des Index des Auftragseingangs	255
6	Verstärkungs- bzw. Dämpfungsfaktoren und Phasenver- schiebungen in den Wachstumsraten durch Differenzen- bildung zwischen entsprechenden Jahreswerten	106
7	Transferfunktion des Trend-Saison-Filters im Niederfrequenzbereich	111
A1	Reihenspezifische Konjunkturzyklenlängen (in Mon.) der bereinigten Reihen	122
A2	Spektralschätzungen $\hat{f}(\omega_1)$, $\hat{f}(\omega_2)$ und $\hat{f}(\omega_3)$ der Anfangsspektren und verbesserten Spektren der Wachstumsraten, der "Relativen Abweichungen" und der Abweichungen von einem Trend 2. Grades	125
A3	Konjunkturereagibilität aller Reihen nach den Bereinigungsverfahren	131
A1.1	Reihenspezifische Konjunkturzyklenlängen (in Monaten) der bereinigten Reihen sortiert nach der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge der Wachstumsraten	138
K1	Phasenverschiebung (in Monaten) und Kohärenz der Konjunkturkomponenten gegenüber den Bezugsreihen 19 für Monatsdaten und 5 für Quartalsdaten mit $M=\max(p_i, p_j)$ nach den Bereinigungsverfahren	150
K2	Phasenverschiebung (in Monaten) und Kohärenz der Konjunkturkomponenten der Wachstumsraten und der mit dem Trend-Saison-Filter bereinigten Reihen gegenüber den Bezugsreihen 19 bzw. 5 für die bei- den Schätzungen mit $M=60$ (20) und $M=\max(p_i, p_j)$	152
K3	Komponenten der Kohärenzschätzung für ausgewählte, mit dem Trend-Saison-Filter bereinigte Reihen, die für die beiden Schätzverfahren $M=60$ und $M=\max(p_i, p_j)$ ermittelt wurden	155

Tabelle		Seite
K3A	Kohärenzen aller Zeitreihen mit den Bezugsreihen 4 bzw. 5 nach der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge der Wachstumsraten und den Bereinigungsverfahren - Wachstumsraten und "Relative Abweichungen..." - für $M=\max(p_i, p_j)$	157
K4	Phasenverschiebungen (in Monaten) der Konjunkturkomponenten der Wachstumsraten und "Relativen Abweichungen..." der als konjunkturreagibel eingestuften Reihen gegenüber den Bezugsreihen 19 und 6 für Monatsdaten sowie 1 und 5 für Quartalsdaten mit $M=\max(p_i, p_j)$	159
K5	Phasenverschiebungen und Kohärenzen der "Relativen Abweichungen..." aller monatlichen Reihen, die seit 1950 vorliegen, für die beiden Analyseintervalle 1950/70 und 1954/70 mit $M=\max(p_i, p_j)$ und einer Regressionsschätzung für das Intervall 1950/70	161
K7.1	Matrix der Phasenverschiebungen der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen..." der als konjunkturreagibel eingestuften Monatsreihen mit $M=\max(p_i, p_j)$	179
K7.2	Matrix der Kohärenzschätzungen der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen..." der als konjunkturreagibel eingestuften Monatsreihen mit $M=\max(p_i, p_j)$	180
K7.3	Kreuzspektralschätzungen für die Konjunkturkomponenten der als konjunkturreagibel eingestuften Monatsreihen der "Relativen Abweichungen..." gegenüber der Bezugsreihe 19 mit $M=60$ und dem größten möglichen Analyseintervall jeder Reihenkombination	181
K8.1	Matrix der Phasenverschiebungen der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen..." der als konjunkturreagibel eingestuften Monatsreihen mit $M=60$ unter Verkürzung der seit 1950 vorliegenden Reihen auf den Zeitraum von 1954 bis 1970	182
K8.2.	Matrix der Kohärenzen der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen..." der als konjunkturreagibel eingestuften Monatsreihen mit $M=60$ unter Verkürzung des Analyseintervalls auf 1954/70	183
K8.3	Matrix der Phasenverschiebungen der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen..." der als konjunkturreagibel eingestuften, auf Beginn 1954 verkürzten Monatsreihen mit neu berechneten Regressionsfunktionen und $M=60$	184
K8.4	Matrix der Kohärenzen der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen..." der als konjunkturreagibel eingestuften, auf Beginn 1954 verkürzten Monatsreihen mit neu berechneten Regressionsfunktionen und $M=60$	185

Tabelle		Seite
K9	Differenzen zwischen den Schätzwerten für die Phasenverschiebungen in den Tabellen K8.1 und K8.3	191
K10	Phasenverschiebungen und Kohärenzen der Konjunkturkomponenten der beiden Reihen der "Relativen Abweichungen...", die für die konjunkturreagibel eingestuftten Monatsreihen für die beiden Regressionsfunktionen für die Intervalle 1950/70 und 1954/70 berechnet wurden, mit $M=60$	191
K11	Kreuzspektralschätzungen für die Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen..." ausgewählter Monatsreihen gegenüber der Bezugsreihe 19 nach Verschiebungsparametern von 44 bis 84 Monaten	198
K12.1	Abweichungen zwischen den Kohärenzschätzungen der "Relativen Abweichungen..." der auf das Intervall 1954/70 verkürzten Monatsreihen aus den Tabellen K5 und K8.2: $(K_{60} - K_{\max}) \cdot 1\ 000$	199
K12.2	Abweichungen zwischen den Kohärenzschätzungen der "Relativen Abweichungen..." der seit 1954 vorliegenden Monatsreihen aus den Tabellen K7.2 und K8.2: $(K_{60} - K_{\max}) 100$	199
K13	Einstufung der Monatsreihen nach der Phasenverschiebung der Konjunkturkomponenten gegenüber der Reihe "Index der ind. Nettoproduktion der ges. Industrie ohne Bau und Energie"	206
K14	Einstufung der Quartalsreihen nach der Phasenverschiebung der Konjunkturkomponenten gegenüber der Reihe 5 "Auftragseingang, Industrie insgesamt in lfd. Preisen"	207

1. EINLEITUNG

Die von Wirtschaftswissenschaftlern und Wirtschaftspolitikern genährte Hoffnung, daß mit Hilfe eines ausgebauten Konjunktursteuerungssystems ein Absinken der wirtschaftlichen Aktivität in einem hochindustrialisierten Land wie der Bundesrepublik Deutschland verhindert werden könne, ist spätestens durch die Rezessionen der Jahre 1967 und 1974 zerstört worden. Die Frage nach Art, Stärke und Dauer der Schwankungen in den Zeitreihen ökonomischer Variablen und den Zusammenhängen zwischen den Schwankungen in verschiedenen Reihen, sind dadurch wieder in den Mittelpunkt ökonomischer Überlegungen gerückt. Besonders sorgfältig untersucht man die in der Bundesrepublik Deutschland etwa 4-5 Jahre dauernden Wachstumsschwankungen, die allgemein als Konjunkturschwankungen bezeichnet werden. Vor der Darstellung von Ziel und Methode dieser empirischen Untersuchung muß geklärt werden, was unter Konjunkturschwankung und Konjunkturzyklus zu verstehen ist.

1.1. DER KONJUNKTURBEGRIFF IM UNTERSUCHUNGSZEITRAUM 1950 bis 1970

In den nach dem ersten Weltkrieg entwickelten Konjunkturtheorien bezeichnet man als Konjunkturschwankungen die sich selbst steigernden mehrjährigen Expansions- und Kontraktionsprozesse des Volkseinkommens und des Kapitalstocks, die ihren Ausdruck in einer entsprechenden Veränderung des Beschäftigungsgrades der Arbeitskräfte und der Produktionsanlagen finden¹⁾. Konjunkturschwankung ist damit der Oberbegriff für die Auf- und Abschwungphasen eines mehr oder weniger regelmäßig wiederkehrenden Ablaufs, in dem sowohl die Intensität als auch die Dauer der einzelnen Phasen veränderlich sind. Wegen der Variabilität der Intensität und Schwankungsdauer bezeichnet Wagemann²⁾ die Konjunktur als "rhythmisch freie Bewegung" im Gegensatz zu den fast periodischen Saisonschwankungen, die er "rhythmisch gebundene Bewegungen" nennt. Der Bewegungsablauf von einer Konjunkturphase (z.B. Aufschwung) bis zur Wiederholung dieser Phase (neuer Aufschwung) wird "Konjunkturzyklus" genannt. Leider gibt es keine einheitliche Aufteilung des Konjunkturzyklus in seine einzelnen Phasen. In der Bundesrepublik Deutschland wird in der Regel ein Vier-Phasen-Schema (Tiefstand,

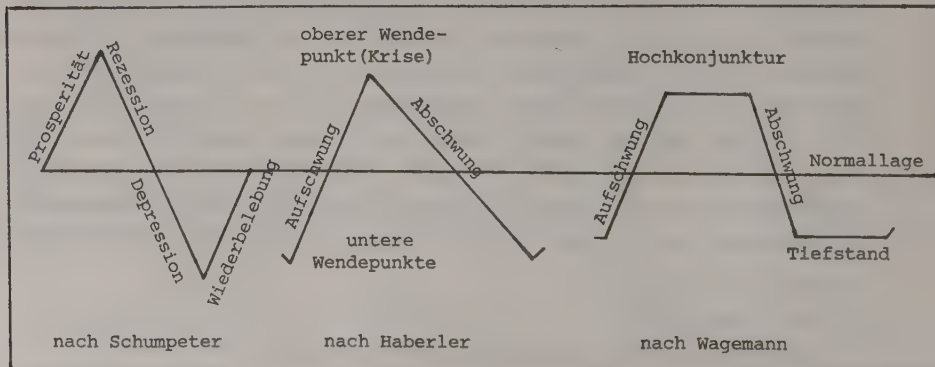
1) Vgl. HDSW, S. 105

2) Ernst Wagemann: "Konjunkturlehre", Berlin 1928, S. 45 f.

Aufschwung, Hochkonjunktur, Abschwung) benutzt, das von Wagemann eingeführt wurde. Es nimmt eine Mittelstellung zwischen dem Vier-Phasen-Schema Schumpeters¹⁾ (Prosperität, Rezession, Depression und Wiederbelebung) und dem Schema Haberlers²⁾ ein, das aus zwei Phasen (Prosperität und Depression) und zwei Wendepunkten (oberem Wendepunkt = Krise im technischen Sinn, und unterem Wendepunkt) besteht. Während Schumpeter je zwei Aufschwungs- (Prosperität und Wiederbelebung) und Niedergangsphasen (Rezession und Depression) beschreibt, hat Wagemann wie Haberler nur je eine Auf- und Abschwungphase, doch hat er die Wendepunkte zu zwei Phasen (Tiefstand und Hochkonjunktur) umgebildet, die Zeiträume mit relativ kleinen Veränderungsraten darstellen³⁾. In der aktuellen wirtschaftspolitischen Diskussion werden häufig nicht die Wagemannschen Bezeichnungen verwendet, sondern Begriffe aus anderen Phasenschemata (z.B. Rezession für Tiefstand, Boom für Hochkonjunktur) oder Neuschöpfungen wie "Talsohle", so daß Zweifel entstehen, was eigentlich unter den verwendeten Begriffen zu verstehen ist. Außerdem werden die Begriffe unterer und oberer Wendepunkt - besonders für die Bestimmung der Zyklenlänge - benutzt.

Die Übertragung von Begriffen aus Konjunkturmodellen mit Expansions- und Kontraktionsphasen auf die Wachstumsschwankungen einer expandierenden Volkswirtschaft beruht (wahrscheinlich) auf der Tat-

- 1) Joseph A. Schumpeter: "Konjunkturzyklen", Erster Band, Göttingen 1961, S. 147 ff.
- 2) Gottfried Haberler: "Prosperität und Depression", 2. Auflage, Tübingen 1955, S. 258
- 3) Schematische Darstellung der Phasen eines Konjunkturzyklus



sache, daß die gesamtwirtschaftliche Entwicklung im Untersuchungszeitraum von 1950 bis 1970 durch ein andauerndes Wachstum des realen Bruttosozialprodukts charakterisiert ist. Ein absoluter Rückgang des Volkseinkommens oder der gesamten industriellen Produktion erschien relativ unwahrscheinlich, denn von 1950 bis 1970 war in der Bundesrepublik Deutschland nur für das 1. bis 3. Quartal des Jahres 1967 ein absoluter Rückgang des realen Bruttosozialprodukts gegenüber dem Vorjahr festzustellen. Der Konjunkturverlauf von 1973 bis 1975 hat jedoch gezeigt, daß die absoluten Rückgänge des Jahres 1967 im Bruttosozialprodukt und der Beschäftigung nicht einmalig waren, sondern mit höherer Intensität erneut auftraten.

In Unkenntnis dieser späteren Entwicklung betrachtete man als Konjunkturschwankungen nicht länger die absoluten Veränderungen des Volkseinkommens oder der industriellen Produktion, sondern die Abweichungen von einem positiven Wachstumspfad, der mit dem Gleichgewichtszustand oder der Normallage im Schumpeterschen Modell vergleichbar ist. Für die Zeit von 1950 bis etwa 1958/59 durften die Wachstumsschwankungen der Produktion mit den Konjunkturschwankungen gleichgesetzt werden. So definierte Ende der 50er Jahre Krelle¹⁾: "Unter Konjunkturbewegungen verstehen wir die mehr oder minder regelmäßigen Abweichungen der wirtschaftlichen Aktivität von der Gleichgewichts-Wachstumsrate, die man normalerweise statistisch mit dem Trend identifiziert. Ein Konjunkturaufschwung ist im Gang, solange die tatsächliche Wachstumsrate die Gleichgewichtsrates übersteigt, ein Abschwung, wenn das Umgekehrte zutrifft." Diese Gleichsetzung von Konjunktur- und Wachstumsschwankungen wird aber fragwürdig, wenn die Sachkapazitäten und das Beschäftigtenpotential ausgelastet sind.

In der Bundesrepublik Deutschland sind seit Ende der 50er Jahre die Produktionskapazitäten und das Arbeitskräftevolumen annähernd voll genutzt, so daß eine Ausdehnung der Produktion nur im Umfang einer Erweiterung der Produktionskapazität, der Erschließung in- und/oder ausländischer Arbeitskraftreserven und des Produktivitätsfortschritts erfolgen kann. Das reale Wachstum der Produktion

1) Wilhelm Krelle: "Grundlinien einer stochastischen Konjunkturtheorie", in: Konjunktur- und Beschäftigungstheorie, Hrsg. W. Weber, Köln und Berlin 1969, 2. Aufl., S. 334.

ist also einerseits vom Volumen der Produktionsanlagen und der Arbeitskräfte, andererseits vom Grad der Ausnutzung dieses Potentials abhängig. Spätestens in der Hochkonjunktur 1961/62 waren die Produktionsreserven so weitgehend erschöpft, daß der Auslastungsgrad des Produktionspotentials für diesen Zeitraum mit 100 vH angenommen wird¹⁾. In der Definition der Konjunkturschwankungen, die der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung benutzt, wird auf den Auslastungsgrad abgestellt: "Konjunkturschwankungen sind Schwankungen im Auslastungsgrad des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials."²⁾ Dieser Konjunkturbegriff entspricht, solange die Produktionskapazitäten und/oder das Arbeitskräftepotential ausgedehnt werden können, ohne daß Engpässe entstehen, einer Definition, die die Konjunkturschwankungen mit den Wachstumsschwankungen des Volkseinkommens gleichsetzt. Die beiden Konjunkturdefinitionen unterscheiden sich, wenn das gesamtwirtschaftliche Produktionspotential nicht oder nur unzureichend erweitert oder gar reduziert wird, denn dann können rückläufige oder auf niedrigem Niveau stagnierende Wachstumsraten mit einer überdurchschnittlichen Auslastung des Produktionspotentials einhergehen, und man würde die Konjunkturphase einerseits als Abschwung (abnehmende Wachstumsraten) oder als Rezession (Tiefstand = Phase mit relativ konstanten unterdurchschnittlichen Wachstumsraten), andererseits als Hochkonjunktur oder Boom mit überdurchschnittlicher Auslastung des Produktionspotentials bezeichnen. Einen entsprechenden wirtschaftspolitischen Streit hat es 1972 um die Frage gegeben, ob 1971 eine Rezession (Konjunkturabschwung bzw. Konjunkturtiefstand) stattgefunden habe oder nicht³⁾.

Die größte Schwierigkeit, die die Definition des Sachverständigenrates beinhaltet, liegt in der Bestimmung des gesamtwirtschaftli-

-
- 1) Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: "Alternativen außenwirtschaftlicher Anpassung", Stuttgart und Mainz 1968, S. 24, Ziff. 51.
 - 2) Ebenda S. 9, Ziff. 31.
 - 3) Klaus-Dieter Schmidt: "Konjunkturtheorie: Was heißt Rezession", in: Die Wirtschaftswoche, Jg. 1972, Nr. 26, S. 37/38.

chen Produktionspotentials¹⁾. Deshalb wird die Zeitreihe, die die jahresdurchschnittliche Kapazitätsauslastung darstellt, nur als ein Indikator für den gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf angesehen: "Ein Vergleich der jahresdurchschnittlichen Auslastungsgrade des Produktionspotentials gibt ein sehr grobes Bild der Konjunktur. Genauer lassen sich die konjunkturellen Verläufe und Wirkungsverzögerungen erfassen, wenn man Indikatoren auf Monatsbasis verwendet."²⁾ In einem Schaubild werden die Zeitreihen der Industrieproduktion gesamt (ohne Bau), der Baugenehmigungen im Hochbau und der Einzelhandelsumsätze der Zeitreihe des Auslastungsgrades des Produktionspotentials gegenübergestellt und folgendermaßen interpretiert: "Die Zyklen der Industrieproduktion und der Baugenehmigungen decken sich weitgehend mit dem Gesamtzyklus. Der Zyklus der Einzelhandelsumsätze folgt dem Gesamtzyklus dagegen mit einer erheblichen Verzögerung."²⁾ In der Aussage kommt die zweite die Konjunkturschwankungen auszeichnende Eigenschaft zum Ausdruck, daß die Schwankungen nicht unbedingt gleichzeitig in allen ökonomischen Zeitreihen auftreten, sondern zeitliche Verschiebungen (leads oder lags) zu beobachten sind. Diese Verschiebungen werden in der Periodenanalyse als Phasenverschiebungen bezeichnet.

Wie bereits angedeutet wurde, liegt in der empirischen Konjunkturforschung das Hauptproblem in der laufend möglichst kurzfristigen Messung des Gesamtzyklus, d. h. des Konjunkturzyklus der gesamten Volkswirtschaft. Bisher konnte noch keine laufend verfügbare und gut meßbare ökonomische Variable gefunden werden, die alle Konjunk-

1) Vgl. zur Berechnung des Produktionspotentials:
A. Boneß: "Vierteljährliche Indexziffern der Kapazitätsauslastung für die Bereiche der Verarbeitenden Industrie in der Bundesrepublik Deutschland", in: Vierteljahreshefte zur Konjunkturforschung, Jg. 1969, Berlin, S. 190-206.
W. Marquardt und W. Strigel: "Der Konjunkturtest", Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin und München 1959, S. 93/95.
E. Baumgart und R. Krengel: "Neuberechnung des industriellen Vermögens für die Bundesrepublik Deutschland auf Preisbasis 1962", in: B. Görzig, W. Kirner: "Zur Entwicklung des künftigen Wachstumspotentials in der BRD".
E. Baumgart: Produktionsvolumen und -potential, Produktionsfaktoren der Industrie im Gebiet der BRD", in: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Jg. 1970, Berlin, S. 5-17, 18-23, 247-253.

2) Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: "Alternativen außenwirtschaftlicher Anpassung", Stuttgart und Mainz 1968, S. 9, Ziff. 31.

turforscher als befriedigenden Indikator der Gesamtkonjunktur akzeptiert hätten. In der Literatur existieren daher zahlreiche Vorschläge, welche makroökonomische Variablen sich als gesamtwirtschaftliche Konjunkturindikatoren eignen. Allerdings herrscht eine gewisse Übereinstimmung, daß für Industriestaaten wie die BRD Zeitreihen der industriellen Produktion die wirtschaftlichen Schwankungen besser, genauer und aktueller anzeigen als Zeitreihen des Sozialprodukts.

Beispiele für gesamtwirtschaftliche Konjunkturindikatoren aus neueren Untersuchungen sind:

1. "Gross national product in current dollars" für Quartalsreihen, "Federal Reserve Board Index of Industrial Production" für Monatsreihen¹⁾.
2. Index der industriellen Nettoproduktion der Verarbeitenden Industrie insgesamt²⁾.
3. Index der industriellen Nettoproduktion der gesamten Industrie (ohne Bau und Energie)³⁾.

In der empirischen Konjunkturforschung hat sich die Konjunkturdefinition über den Auslastungsgrad des Produktionspotentials wegen dessen schwieriger Erfassung noch nicht durchgesetzt. Jedoch darf die allgemeine Verwendung von Wachstumsraten als Konjunkturindikatoren nicht darüber hinwegtäuschen, daß die alleinige Interpretation der Wachstumsraten zu falschen Diagnosen und Prognosen führt, wenn sich die Produktion auf der Höhe des Produktionspotentials bewegt und die Grenzen für eine Produktionsausweitung nicht berücksichtigt werden.

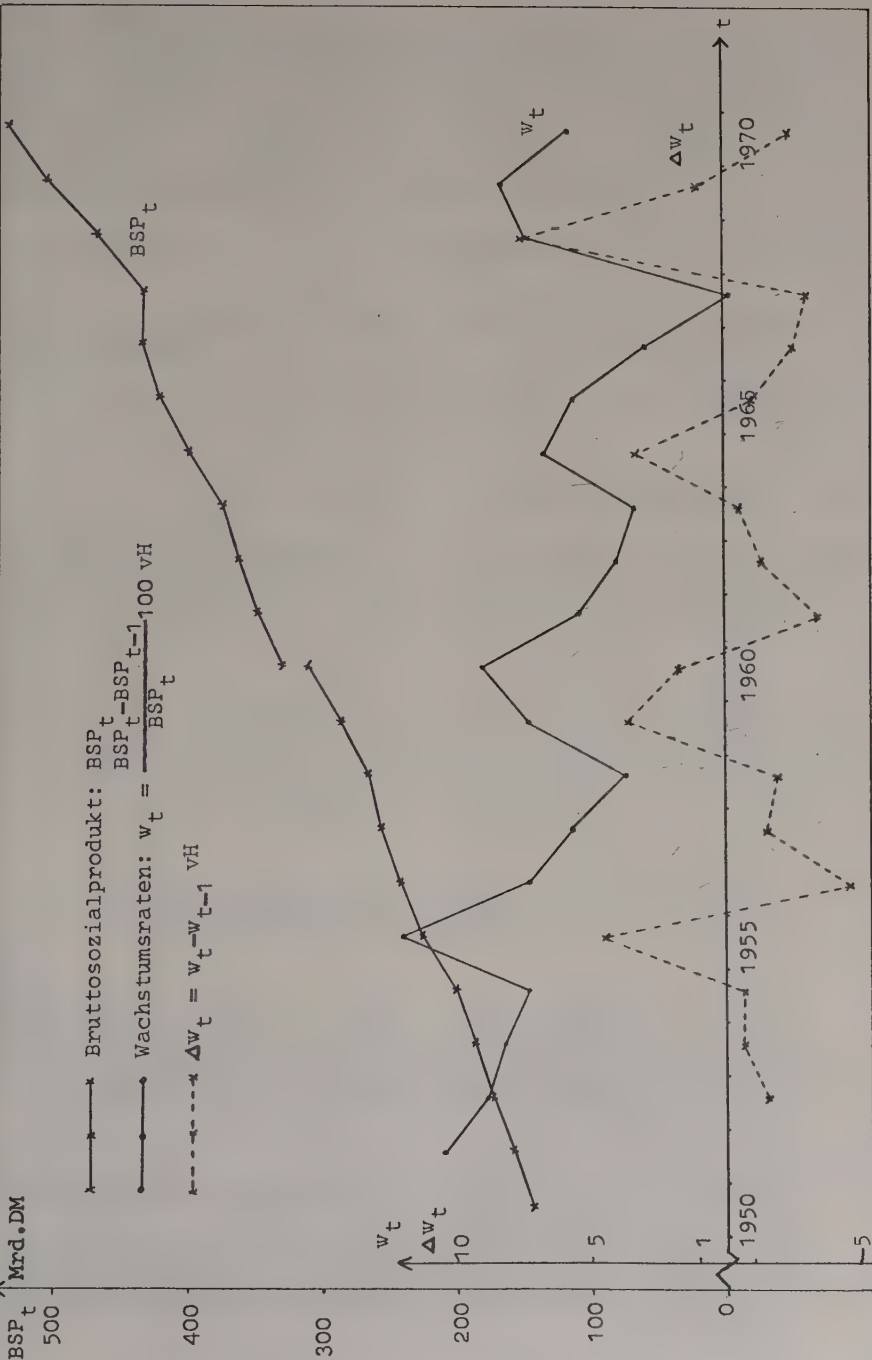
Trotz der Mängel der auf Wachstumsraten aufbauenden Konjunkturmodelle sind diese weiterentwickelt worden. So baut z. B. A. Wagner seinen Konjunkturbegriff auf den absoluten Veränderungen der Wachs-

1) C.W.J. Granger and M. Hatanaka: "Spectral Analysis of Economic Time Series", Princeton New Jersey 1964, S. 217 ff.

2) Eckard Gröhn: "Spektralanalytische Untersuchungen zum zyklischen Wachstum der Industrieproduktion in der Bundesrepublik Deutschland 1950-1967", in: Kieler Studien, Hrsg. Herbert Giersch, Tübingen 1970, S. 136.

3) Bernd Schips: "Lag-Hypothesen in makroökonomischen Konjunkturmodellen", in: Wachstumszyklen, Hrsg. Alfred E. Ott, Berlin 1973, S. 83 f.

Abbildung 1: Bruttosozialprodukt in Preisen von 1962 (bis 1960 Bundesgebiet ohne Saarland und Berlin)



Quelle: Statistisches Jahrbuch für die BRD 1974, S.508
vgl.: E.Gröhn: a.a.O. S.10f; Alfred E. Ott und Adolf Wagner: a.a.O. S.159f

tumsraten auf. "Wir bezeichnen die Jahre mit einem Anstieg der Wachstumsrate im Vergleich zum Vorjahr als Aufschwungjahre, die Jahre mit einem Rückgang der Wachstumsrate als Abschwungjahre."¹⁾ Diesem Ansatz soll hier nicht weiter nachgegangen werden, da einerseits die zweiten Differenzen starke Abweichungen von den Eigenschaften der Originaldaten zeigen und andererseits die Kapazitätsgrenzen nicht berücksichtigt sind.

Die Abbildung 1 zeigt die unterschiedliche Deutlichkeit, mit der die Wachstumsschwankungen erkennbar sind, wenn Originalwerte, Wachstumsraten oder Veränderungen von Wachstumsraten dargestellt werden.

1.2. ZEITREIHENMODELLE

Die traditionelle empirische Zeitreihenanalyse geht von der Vorstellung aus, daß eine Zeitreihe aus einer deterministischen Komponente und einer stochastischen Störgröße zusammengesetzt ist. Die diesem Ansatz entsprechenden Modelle beschreiben über kürzere Zeiträume den Verlauf einer Zeitreihe recht gut, doch versagen sie im allgemeinen, wenn mit ihnen lange Reihen wiedergegeben werden sollen. Die deterministische Komponente wird in fast allen dieser Modelle in drei Teilkomponenten aufgespalten:

1. Die Saisonkomponente:

$$s(t) = a_0 + \sum_{j=1}^6 \left[a_j \cdot \sin\left(\frac{2\pi}{12} \cdot j \cdot t\right) + b_j \cdot \cos\left(\frac{2\pi}{12} \cdot j \cdot t\right) \right]$$

stellt eine Bewegung dar, die sich mit konstanter Saisonfigur mindestens einmal jährlich wiederholt. Dabei kann die Saisonfigur der einzelnen Zeitreihen sehr unterschiedliche Formen annehmen, da sie aus einer Überlagerung kurzweiliger Komponenten besteht, deren Perioden ganzzahlig in der Grundperiode enthalten sind.

1) Alfred E. Ott und Adolf Wagner: "Materialien zu den Wachstumszyklen in der Bundesrepublik Deutschland", in: Wachstumszyklen, Hrsg. Alfred E. Ott, Berlin 1973, S. 158.
Adolf Wagner: "Die Wachstumszyklen in der Bundesrepublik Deutschland". Eine komperativ-dynamische Komponentenanalyse für die Jahre 1951-1970, IAW Tübingen, Schriftenreihe Bd. 21, Tübingen 1972.

2. Die Konjunkturkomponente¹⁾ erfaßt alle Schwankungen mit Perioden, die größer als ein Jahr sind. Eine Obergrenze läßt sich nur in Relation zur Länge der untersuchten Reihe definieren. In Zeitreihen, die kürzer als die halbe Periodenlänge einer Schwankung sind, läßt sich die periodische Bewegung nicht von einer langfristig monotonen Komponente trennen.
3. Die Trendkomponente ist eine über das vorliegende Zeitreihenintervall als "glatt" anzusehende Größe. Sie ist eine monotone Funktion, die eventuell einem oberen oder unteren Sättigungsniveau zustrebt.
4. Die Störgröße wird als Zufallskomponente mit Erwartungswert Null angesehen, die unabhängig von den deterministischen Komponenten ist. Als Residualgröße bewirkt sie kurzfristige Abweichungen von dem durch die deterministischen Komponenten bestimmten Verlauf, aber sie beeinflußt nicht die künftige Entwicklung. Außerdem ist sie nicht autokorreliert, d. h. die Störgröße im Zeitpunkt t_j ist unabhängig von den in den Vorperioden t_{j-i} aufgetretenen Störungen.

Aus diesen vier Komponenten lassen sich unterschiedliche Modelle konstruieren, die sich durch die Art der Verknüpfung (additiv, multiplikativ oder gemischt) und die Gewichte der einzelnen Komponenten unterscheiden. Aufbauend auf diesen Modellen sind in der Vergangenheit zahlreiche Zeitreihenzerlegungsverfahren konstruiert und auf ökonomische Zeitreihen angewandt worden, wobei der Zerlegung in die einzelnen Komponenten häufig Zusatzoperationen (arbeits-tägliche Bereinigung, Extremwertbereinigung u. a.) vorgeschaltet wurden.

1) Anm.: Die bekannteste Gliederung der Konjunkturkomponente in Zyklen verschiedener Periodenlänge ist das von J.A. Schumpeter aufgestellte Drei-Zyklen-Modell. Die einzelnen Zyklen benannte er nach ihren "Entdeckern":

- a) "Kondratieffs": Zyklen mit einer mittleren Periode von 57 Jahren,
- b) "Juglars": Zyklen mit einer mittleren Periode von 9.5 Jahren,
- c) "Kitchins": Zyklen mit einer mittleren Periode von 3.5 Jahren.

Vgl.: Joseph A. Schumpeter: "Konjunkturzyklen I", Göttingen 1961, S. 179 ff.

Handwörterbuch der Sozialwissenschaften Bd. 6, Göttingen 1959, S. 99 f.

Die bekanntesten dieser Verfahren sind:

1. Bundesbankverfahren¹⁾,
2. Shiskin Verfahren (Version X-11)²⁾
3. Methode des Statistischen Amtes der Europäischen Gemeinschaften³⁾.

Nachteil dieser Verfahren ist es, daß ihnen kein exaktes, wahr-scheinlichkeitstheoretisch fundiertes Modell zugrunde liegt, so daß sich die im Verlauf der Analyse auftretenden Schätzfehler nicht angeben lassen. Diesen Nachteil vermeiden Verfahren, die auf sto-chastischen Prozessen aufbauen, also Zufallsmodelle sind. Sie ver-suchen eine beobachtete Entwicklung aus einer Folge von Zufalls-ereignissen zu erklären⁴⁾. Dabei wird eine stochastische Verknüpfung der Zufallsvariablen vorausgesetzt, d. h. die Zufallsvariablen sind autokorreliert und nicht stochastisch unabhängig wie die Störgrößen im klassischen Modell. Aufgrund der Autokorrelation lassen die sto-chastischen Prozeßmodelle eine gewisse Extrapolation (Prognose) über einen begrenzten Zeitraum zu, jedoch keine langfristige Prog-nose wie sie aus einem deterministischen Modell unter der Annahme, daß das Modell auch im Prognosezeitraum zutrifft, möglich wäre.

Diese Vorstellung, daß periodische oder quasiperiodische Schwan-kungen aus stochastischen Prozessen resultieren können, wird durch die Arbeiten von E. Slutsky⁵⁾ gestützt, der gezeigt hat, daß durch

-
- 1) Deutsche Bundesbank Hrsg.: Erfahrungen mit der Anwendung der Regressionsrechnung auf die Saisonbereinigung statistischer Zeitreihen, in: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Aug. 1961, S. 19 ff.
 - 2) U. S. Bureau of the Census: The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program, Technical Paper N. 15 (1967 revision), U. S. Government Printing Office, Washington, D. C. 1967.
 - 3) Vgl.: H. Lauenstein: "Statistische Probleme bei Saisonschwankungen", in: Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd. 32, Meisenheim am Glan 1969.
H. Tiede: "Die Problematik der Ausschaltung von Saisonschwankungen aus wirtschaftsstatistischen Zeitreihen", in: Schriftenreihe des Instituts für vergleichende Wirtschafts- und Sozialstatistik an der Universität Heidelberg, Bd. 6, Freiburg i.Br.o.J.
 - 4) Vgl.: Wilhelm Krelle: "Grundlinien einer stochastischen Konjunkturtheorie", in: Konjunktur und Beschäftigungstheorie, Hrsg. Wilhelm Weber, Köln-Berlin 1969, 2. Aufl., S. 329/350.
 - 5) Eugen Slutsky: "The Summation of Random Causes as the Source Cyclic Processes", in: Econometrica Bd. 5, 1937, S. 105-146.

Verknüpfung stochastischer Größen mehr oder weniger periodische Reihen entstehen. Slutsky gibt als Teilergebnis seiner Beobachtungen folgende Tendenz an: "The summation of random causes generates a cyclical series which tends to imitate for a number of cycles a harmonic series of relatively small number of sine curves."¹⁾ Im allgemeinen wird auch eine lange Beobachtungsreihe einer ökonomischen Größe aus mehreren, voneinander abweichenden Abschnitten bestehen, in denen die jeweils vorhandenen Zyklen durch Harmonische Reihen näherungsweise dargestellt werden können.

Die Frage, wie sich die offensichtlich vorhandenen Regelmäßigkeiten in den Wachstumsschwankungen erklären lassen, beschäftigte auch in jüngster Zeit zahlreiche Konjunkturtheoretiker. Die größten Schwierigkeiten bereiten dabei einerseits die Trennung der Konjunkturbeziehung von den anderen Komponenten der Zeitreihe und andererseits die Erklärung der mehr oder weniger zufälligen Veränderungen im Konjunkturablauf. Stark vereinfacht lassen sich die Ansätze in drei Gruppen einteilen: 1. historische Erklärungen, 2. deterministische Erklärungen und 3. stochastische Erklärungen²⁾, die wohl jede für sich genommen der Realität, besonders im Hinblick auf die Entwicklung von Prognosemodellen, nicht gerecht werden. Brauchbare Modelle lassen sich nur durch Kombination dieser Ansätze konzipieren, insbesondere durch Einbeziehung stochastischer Größen als strukturbestimmende Faktoren. Die Konstruktion komplexer ökonometrischer Modelle erfordert aber neben der Kenntnis der allgemeinen Struktur des darzustellenden ökonomischen Prozesses, daß die einzelnen Parameter (Zykluslänge, Amplitude und Phase) möglichst genau bestimmt wurden. Die einzige Möglichkeit dazu besteht im ökonomischen Bereich in einer generalisierenden Betrachtungsweise des Wirtschaftsprozesses, der durch die erhobenen Zeitreihen bzw. deren Komponenten wiedergegeben wird.

Bei einer Konjunkturanalyse handelt es sich um die Charakterisierung der Konjunkturzyklen eines vorliegenden Beobachtungszeitraumes

¹⁾ Eugen Slutsky: "The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes", in: *Econometrica* Bd. 5, 1937, S. 123.

²⁾ Vgl. hierzu: Tycho Seitz: "Die Entwicklung der Konjunkturtheorie seit den "Contributions" von Hicks", in: *Schriften des Vereins für Socialpolitik* Bd. 71 "Wachstumszyklen", Hrsg. Alfred E. Ott, Berlin 1973, S. 9 ff
und die dort angegebene Literatur.

nach ihrer durchschnittlichen (oder wahrscheinlichsten) Periodenlänge, Amplitude und Phase. Diese Betrachtungsweise setzt voraus, daß entweder ein Konjunkturmodell akzeptiert wird, das mehrere (oder nur eine) periodische Komponenten enthält, die durch zufällige oder gezielte (wirtschaftspolitische) Einflüsse so stark gestört werden können, daß ihre Regelmäßigkeit nur noch schwer erkennbar ist; oder es wird ein Modell unterstellt, das nur aus stochastischen Elementen aufgebaut ist, die durch ihre mehrdimensionale Verteilungsfunktion ein Erscheinungsbild liefern, das durch mittlere Periodenlängen, Amplituden und Phasen gekennzeichnet ist.

Gegebenenfalls ist das empirische Datenmaterial Transformationen (z. B. Bildung von Wachstumsraten, absoluten oder relativen Abweichungen von einem "Trend" usw.) zu unterziehen, damit die transformierten Zeitreihen solchen Modellen genügen. Derartige Umformungen dürfen aber keine Verzerrungen verursachen, die eine Darstellung der "wahren" Struktur unmöglich machen. Wenn eine ausreichende Übereinstimmung zwischen den Annahmen eines stochastischen Modells und den Eigenschaften der zu analysierenden Zeitreihen besteht, könnte die auf einer stochastischen Theorie aufgebaute Spektralanalyse eine geeignete Methode sein, um solche Strukturuntersuchungen durchzuführen. Bisher haben sich aber stochastische Modelle bzw. die aus ihnen abgeleiteten Verfahren nur in Einzelfällen Eingang in die Praxis verschaffen können. Das sogenannte "Berliner Verfahren"¹⁾ ist das bekannteste deutsche Beispiel eines Zeitreihenanalyseverfahrens, das auf einem stochastischen Modell aufbaut. Im "Berliner Verfahren" wird die Gesamtbewegung formal dem klassischen Ansatz entsprechend in drei Komponenten ("glatte" Komponente, Saisonkomponente und Restkomponente) aufgespalten. Man versucht aber die Nachteile der vorwiegend deterministisch konzipierten Modelle zu vermeiden, indem diese drei Komponenten stochastisch definiert werden. Das Berliner Verfahren baut also auf einem stochastischen Modell auf, dessen Hauptbestandteile drei additiv verbundene stochastische Prozesse bilden.

¹⁾ Bruno Nullau: Das "Berliner Verfahren" Ein Beitrag zur Zeitreihenanalyse, DIW Beiträge zur Strukturforchung, Heft 7, Berlin 1969.
Bruno Nullau: "Probleme bei der praktischen Anwendung des "Berliner Verfahrens", in: Sonderheft 1 des ASTa: "Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse", Hrsg. Wolfgang Wetzell, Göttingen 1970, S. 95 ff.
Siegfried Heiler: "Theoretische Grundlagen des "Berliner Verfahrens", ebenda S. 67 ff.

Unterstellt man, daß stochastische Modelle den Verlauf ökonomischer Zeitreihen bzw. den Verlauf der zugehörigen transformierten Reihen befriedigend erklären, so ergibt sich die Frage nach den Eigenschaften der stochastischen Komponenten, d. h. ihren Verteilungsfunktionen. Bevor auf die Problematik der Schätzung der Parameter der Verteilungsfunktionen eingegangen wird, soll das Problem aus der Sicht des Ökonomen betrachtet werden, der Ergebnisse von Konjunkturanalysen in seine Entscheidungen einbeziehen möchte. Er benötigt aktuelle Daten, die sowohl das Konjunkturverhalten einzelner ökonomischer Größen als auch deren Zusammenhang zur gesamtwirtschaftlichen Konjunktur anzeigen, um die jeweilige Konjunkturlage und den wahrscheinlichsten in seiner Planungsperiode zu erwartenden Konjunkturverlauf zu bestimmen.

Ziel jeder Konjunkturuntersuchung muß es daher sein, unter Berücksichtigung der veränderlichen sozioökonomischen Bedingungen des Beobachtungszeitraumes festzustellen, in welcher Art und Stärke der gesamtwirtschaftliche Konjunkturzusammenhang in den einzelnen, statistisch erfaßten, ökonomischen Variablen erkennbar wird. Dazu sind mindestens die folgenden drei Eigenschaften zu analysieren:

1. Existenz und Intensität der Konjunkturschwankungen,
2. Parallelität zwischen "Gesamtkonjunktur" und den Konjunkturschwankungen der einzelnen Reihen,
3. Betrag und Richtung einer Verschiebung zwischen den Konjunktur-bewegungen.

Unter Kenntnis dieser Größen kann dann entschieden werden, ob sich eine Variable als Frühindikator für die Gesamtkonjunktur eignet bzw. als eine Komponente in einem Konjunkturindikatormodell benutzt werden kann.

Voraussetzung dazu ist, daß die ökonomischen Zeitreihen Konjunkturschwankungen zeigen, die "parallel" zur Gesamtkonjunktur verlaufen, und angenommen werden kann, daß sich diese Eigenschaften von einem Zyklus zum nächsten nicht oder nur geringfügig ändern. Aber gerade diese Annahme scheint für viele Reihen problematisch zu sein, denn aus der deskriptiven Analyse der Konjunktur-bewegungen ist bekannt, daß sich die Phasenverschiebungen von einer Konjunkturphase zur anderen stark ändern, aber auch für gleiche Phasen in verschiedenen Zyklen starke Abweichungen bestehen können.

Als Beispiele seien nur angeführt:

1. "Der Lohn-Lag dauerte je zehn Monate von den Tiefpunkten 1959 und 1963, 14 Monate vom Höhepunkt 1960 und je sechs Monate vom Höhepunkt 1965 und vom Tiefpunkt 1967 an gerechnet. In den letzten Jahren hat sich die Lohnanpassung somit verkürzt."¹⁾
2. "Anders als in der Hochkonjunktur von 1964/65 hat sich die Auslandsnachfrage auch noch entfaltet, als die Inlandsnachfrage bereits ihrem oberen Wendepunkt zustrebte. Sie hat damit den Boom nicht nur verstärkt, sondern allem Anschein nach auch gestreckt." "1964 überschritt die Inlandsnachfrage gerade erst ihren Trendwert, als die Auslandsnachfrage schon spürbar nachließ."²⁾

Die Erkenntnisse der deskriptiven Konjunkturanalyse zeigen ein weiteres Problem auf, vor dem der Konjunkturforscher steht, wenn er eine empirische Untersuchung durchführen will. Er muß eine Antwort auf die Frage finden, in welchem Zeitraum die Konjunkturschwankungen als vergleichbar gelten können, d. h. relativ unabhängig von starken einmaligen Einflüssen oder Entwicklungen sind. Eine Analyse der Konjunkturzyklen in der deutschen Wirtschaft kann frühestens nach Ende des 2. Weltkrieges beginnen, da dieser die wirtschaftliche Entwicklung total unterbrochen hatte, und die Gebietsveränderungen neben einer räumlichen auch zu einer branchenmäßig neuen Struktur der deutschen Wirtschaft führten. Auch die Jahre 1946 bis 1949 müssen aus einer Analyse ausgeschlossen werden, da die deutsche Wirtschaft stark von Nachkriegseinflüssen geprägt war. Frühestens seit 1950 kann eine von den stärksten Nachwirkungen des Krieges unabhängige ökonomische Entwicklung angenommen werden. Eine Untersuchung der Konjunkturbewegungen kann daher nur auf Zeitreihenwerten aufbauen, die nach 1950 erhoben wurden.

Die 21 Jahre von 1950 bis 1970 sind ein relativ kurzer Zeitraum für eine Analyse, die Gemeinsamkeiten im Konjunkturverlauf aufdecken will, da nur ungefähr 4 Konjunkturzyklen in diesem Intervall enthalten sind. Außerdem wird eine Konjunkturanalyse durch die geringen Amplituden der Wachstumsschwankungen und durch den sich abzeichnenden sinkenden Trend in den Wachstumsraten erschwert, der sich aus einer Gegenüberstellung der durchschnittlichen Wachs-

-
- 1) Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: "Alternativen außenwirtschaftlicher Anpassung", Stuttgart und Mainz 1968, S. 12, Ziffer 42.
 - 2) Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: "Im Sog des Booms", Stuttgart und Mainz 1969, S. 7, Ziffer 25.

tumsraten des Bruttosozialprodukts in Preisen von 1954 der Jahre 1956-1965 mit 6.8 vH und der Jahre 1966-1970 mit 4.3 vH ablesen läßt (vgl. Abb. 1). Ob sich diese Abschwächung fortsetzen wird oder eine Periode mit durchschnittlich niedrigeren Wachstumsraten angebrochen ist, kann nicht eindeutig entschieden werden. Einige Gründe sprechen allerdings dafür, daß die hohen Wachstumsraten der 50er Jahre nicht mehr erreicht werden, da 1. das Produktionspotential zu einem hohen Grad ausgenutzt ist, 2. die Nachfrage sich vom Gütermarkt mehr zu Freizeit und Bildung verlagert, 3. durch Arbeitszeitverkürzung (die durchschnittliche Wochenarbeitszeit (geleistete Stunden) der Arbeiter in der Industrie ist von 44.5¹⁾ Std. in 1950 auf 37.4²⁾ Std. in 1971 gesunken) das Arbeitskräftepotential reduziert wird, 4. die Erweiterung der Produktionskapazitäten nur unter erhöhten Kosten (Energieverknappung, Umweltschutz usw.) möglich ist.

Einer Ausdehnung des Untersuchungszeitraumes über das Jahr 1970 hinaus widersprechen neben den angeführten Tendenzen auch die seit 1968 erfolgten im Vergleich zum davor liegenden Zeitraum starken staatlichen Eingriffe in den Wirtschaftsprozess. Das relativ kurze Untersuchungsintervall läßt sich also aus ökonomischen Gründen nicht erweitern. Diese sprechen eher für eine weitere Einengung des Untersuchungszeitraumes als für dessen Ausdehnung.

1.3. ANSATZ UND ZIEL DER UNTERSUCHUNG

Im letztvergangenen Jahrzehnt sind in der BRD mehrere Arbeiten veröffentlicht worden, die die Anwendbarkeit spektralanalytischer Verfahren in der Zeitreihenanalyse untersuchen. Die Mehrzahl der

1) Vor 1957 wurden nur die bezahlten Wochenstunden erhoben. Im Jahre 1957 betrug die Differenz zwischen geleisteten und bezahlten Wochenstunden 3.5 Std., in 1971 betrug sie 43.2-37.4 = 5.8 Std. Unter der Annahme, daß in 1950 die Differenz so hoch wie in 1957 war, ergibt sich für die durchschnittlich geleisteten Wochenstunden ein Schätzwert von 48-3.5 = 44.5 Stunden.

Vgl. hierzu: "Die Entwicklung der Arbeitszeiten und Arbeitsverdienste in der Industrie in den Jahren 1950 bis 1957", in: WiSta 1958, S. 301 ff.

Statistisches Jahrbuch für die BRD 1955, S. 469.

2) Statistisches Jahrbuch für die BRD 1972, S. 472.

Arbeiten¹⁾ befaßt sich mit der Theorie stationärer stochastischer Prozesse und ihrer Spektraldarstellung, aber eine spezielle Anwendung auf ökonomische Zeitreihen wurde nur in wenigen Fällen²⁾ durchgeführt. Allen empirischen Arbeiten, soweit sie die Konjunkturschwankung analysieren, ist gemeinsam, daß sie die Existenz individueller "Konjunkturverläufe" vernachlässigen (gemeint sind Wachstumsschwankungen, die zwar ungefähr die gleiche durchschnittliche Periodenlänge wie die Wachstumsschwankungen der industriellen Produktion besitzen, die aber die 2. Eigenschaft, einen Parallelverlauf zur gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, nicht oder nur zufällig in einzelnen Zyklen erfüllen). Eine Ursache dafür liegt wahrscheinlich in dem Bestreben, möglichst für alle relevanten Bewegungskomponenten, z. B. Konjunktur- und Saisonschwankungen (vorwiegend Jahres- und Halbjahresschwankungen), Schätzwerte zu erhalten, so daß die Konjunkturschwankungen immer mit einer mittleren Zyklenlänge von 5 Jahren geschätzt werden. Ein anderer Grund dürfte in dem hohen Rechenaufwand liegen, der nur mit elektronischen Rechenanlagen zu bewältigen ist, so daß die Untersuchung individueller Konjunkturverläufe nicht nur sehr zeitraubend, sondern auch sehr kostspielig wird.

-
- 1) Wolfgang Wetzel, Hrsg.: "Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse", in: Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, Heft 1, Göttingen 1970.
Siegfried Heiler: "Analyse der Struktur wirtschaftlicher Prozesse durch Zerlegung von Zeitreihen", Diss. Tübingen 1966.
Peter Naeve: "Spektralanalytische Methoden zur Analyse von ökonomischen Zeitreihen", in: Berichte aus dem Institut für Statistik und Versicherungsmathematik und aus dem Institut für Angewandte Statistik der Freien Universität Berlin, Hrsg.: H. Münzner und W. Wetzel, Würzburg 1969.
Wolfgang Förster: "Zerlegung und Lösung diskreter ökonomischer Prozeßmodelle", Tübingen 1969, S. 75 ff.
Helmut Lauenstein: "Statistische Probleme bei Saisonschwankungen", in: Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd. 32, Meisenheim am Glan 1969.
Heinz König und Jürgen Wolters: "Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen", Meisenheim am Glan 1972.

- 2) Eckard Gröhn: "Spektralanalytische Untersuchung zum zyklischen Wachstum der Industrieproduktion in der Bundesrepublik Deutschland 1950-1967", in Kieler Studien, Hrsg. Herbert Giersch, Tübingen 1970.
Bernd Schips und Winfried Stier: "Ergebnisse einer statistischen Analyse der zeitlichen Entwicklung von Aktienkursen", in: Kyklos, Bd. 25, Basel 1972, S. 255-265.
Bernd Schips: "Ergebnisse einer Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung in der BRD von 1950 bis 1971", in: Wachstumszyklen, Hrsg. Alfred E. Ott, Berlin 1973, S. 183-200.
Bernd Schips: "Lag-Hypothesen in makroökonomischen Konjunkturmodellen", in: Wachstumszyklen, Hrsg. Alfred E. Ott, Berlin 1973, S. 79-102.

Nach den Konjunkturanalysen der Deutschen Bundesbank¹⁾ und des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung²⁾ sowie den spektralanalytischen Untersuchungen von E. Gröhn³⁾ und B. Schips⁴⁾ ist es weder aus sachlichen noch aus theoretischen Gründen zwingend notwendig, daß alle ökonomischen Variablen gleiche mittlere Wachstumszyklenlängen besitzen.

Es ist die Aufgabe dieser Arbeit zu prüfen, ob die Spektralschätzungen so empfindlich reagieren, daß sie eventuell vorhandene Unterschiede in der durchschnittlichen Konjunkturzyklenlänge anzeigen und so eine Bestimmung der mittleren Konjunkturzyklenlänge für jede ökonomische Variable im Beobachtungsintervall ermöglichen. Zu diesem Zweck sind folgende Fragen zu klären:

1. a) Ist die Spektralanalyse theoretisch zur Analyse der Wachstumsschwankungen in ökonomischen Zeitreihen geeignet?
b) Ist diese Eignung auch für das verfügbare Zeitreihenmaterial der BRD nach dem 2. Weltkrieg gegeben, bzw. beeinflussen Abweichungen der empirischen Zeitreihen vom spektralanalytischen Modell die Schätzwerte?
2. Gibt es in den Zeitreihen einander entsprechende Wachstumszyklen und ist der Zusammenhang zwischen ihnen so eng, so daß von einem gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf, bzw. von "dem Konjunkturzyklus" schlechthin gesprochen werden kann.

In die Untersuchung werden 50 Zeitreihen makroökonomischer Variablen einbezogen, die dem Verfasser freundlicherweise vom Mathematischen Beratungs- und Programmierungsdienst in Dortmund⁵⁾ auf Lochkarten überlassen wurden. Aus diesem Material sollen die spektralanalyti-

1) Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank für das Jahr 1970, Hrsg. Deutsche Bundesbank, Frankfurt 1971, S. 23-25.

2) Sachverständigenrat ... JG 1968/69, S. 12, Ziffer 42.

3) Eckard Gröhn: a.a.O. S. 91.

4) Bernd Schips: "Ergebnisse einer Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung in der BRD von 1950 bis 1971", in: Wachstumszyklen, Hrsg. Alfred E. Ott, Tübingen 1973, S. 198.

5) Mathematischer Beratungs- und Programmierungsdienst (MBP), 46 Dortmund, Kleppingstr. 27.
Es ist eines der größten, herstellerunabhängigen Beratungsunternehmen mit eigenem Rechenzentrum in Deutschland. Arbeitsschwerpunkte sind 1. Entwicklung und Einführung EDV-orientierter Betriebsorganisationen, 2. Unternehmensberatung (Vorbereitung von Managemententscheidungen mit Hilfe von Optimierungs- und Prognosemodellen), 3. Durchführung von Programmierungs- und Rechenaufträgen sowohl aus dem mathematisch-wissenschaftlichen als auch aus dem kaufmännischen Bereich, 4. Entwicklung von Software-Systemen.

schen Schätzwerte 1. für die Wachstumsschwankungen der einzelnen Reihen und 2. für die Beziehungen, die zwischen den Wachstumsschwankungen je zweier Reihen bestehen, ermittelt werden. Es ist ein Versuch, um für eine größere Anzahl ökonomischer Variablen Aussagen über Art und Stärke der Konjunkturschwankungen und des Konjunkturzusammenhanges im Beobachtungszeitraum 1950 bis 1970 zu gewinnen. Alle notwendigen Berechnungen wurden im Rechenzentrum der Marburger Philipps-Universität durchgeführt. Der Verfasser schrieb die Programme in ALGOL, wobei ihm als Grundlage für die Programmierung die Programmbeschreibung "Autocovariance and Power Spectral Analysis"¹⁾ diene.

Die Ergebnisse könnten die Konstruktion, Dynamisierung oder Modifizierung ökonometrischer Modelle zur Diagnose und/oder Prognose der mittelfristigen, gesamtwirtschaftlichen Entwicklung erleichtern oder Hinweise liefern, wieso vorhandene Modelle von der Wirklichkeit abweichen. Beispielsweise ließe sich für die Zeitreihen bestimmen, ob sie sich als sogenannte Konjunkturindikatoren eignen, aus denen Konjunktur-Barometer²⁾ aufbaubar wären.

Eine Analyse dieser Art darf nicht nur die ermittelten Schätzwerte interpretieren sondern muß berücksichtigen, daß im Beobachtungszeitraum zahlreiche Störungen in unterschiedlicher Stärke auf die einzelnen ökonomischen Variablen gewirkt haben. Ohne die Kenntnis der Wirkungen beider Ursachenkomplexe wird die Interpretation der Schätzwerte immer unvollständig bleiben. Das zentrale Problem der Untersuchung läßt sich daher folgendermaßen formulieren:

Ist die Spektralanalyse geeignet, zuverlässige Schätzwerte für Konjunkturschwankungen zu liefern, wenn man berücksichtigt, daß die von 1950 bis 1970 vorliegenden Zeitreihen nur ca. 4 Konjunkturzyklen enthalten und zahlreiche Ereignisse eintraten, deren Wirkungen sich aus den Zeitreihen nicht ausschalten lassen?

1) W.J. Dixon: "BDMO 2T Autocovariance and Power Spectral Analysis", Health Sciences Computing Facility, Department of Preventive Medicine and Public Health, School of Medicine, University of California, Los Angeles, Revised 1965.

2) Vgl. Gesamtindikator des Sachverständigenrates.
Karl Heinz Ketterer: "Ein neues Frühwarn-System", in: Die Wirtschaftswoche, 1971, Heft 7, S. 4-6.
Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: "Konjunktur im Umbruch - Risiken und Chancen", Stuttgart und Mainz 1970, S. 51 f und 124 f.

1.4. DIE VORSTUFEN DER SPEKTRALANALYSE: HARMONISCHE ANALYSE UND PERIODOGRAMM

Eine kurze Darstellung der beiden Vorläufer der Spektralanalyse, der Fourier-Analyse und des Periodogramms, soll die Ziele und Probleme der Periodenanalyse beschreiben. Auf dieser Grundlage lassen sich dann die Unterschiede und Vorteile der Spektralanalyse besser erkennen, der im Gegensatz zu den beiden auf deterministischen Annahmen aufgebauten Verfahren ein stochastisches Modell zugrunde liegt. Ob die theoretischen Vorteile in der Praxis, d. h. in einer Analyse ökonomischer Zeitreihen, genutzt werden können, hängt im wesentlichen von der Übereinstimmung zwischen den Modellannahmen und den Eigenschaften des empirischen Datenmaterials ab.

1.4.1. FOURIER-ANALYSE ODER HARMONISCHE ANALYSE

Die erste Stufe der Periodenforschung, die Harmonische Analyse oder Fourier Analyse¹⁾, geht auf die Arbeiten von Joseph Fourier zurück, der in seinem Hauptwerk "Théorie analytique de la chaleur" (Paris 1822) die Grundlagen der mathematischen Theorie der Wärmeleitung entwickelte, in der zum ersten Mal die nach ihm benannten Fourierschen Reihen auftreten. In ihrer ursprünglichen Form ist die Harmonische Analyse nur zur Untersuchung periodischer Funktionen $f(t)$ bestimmt, von denen mindestens eine Periode (Grundperiode) bekannt sein muß. Eine periodische Funktion kann nur aus Komponenten zusammen gesetzt sein, die selbst periodisch und deren Frequenzen ganzzahlige Vielfache der Grundfrequenz sind. Die Fourier-Analyse kann sich also auf die Untersuchung dieser sogenannten harmonischen Frequenzen beschränken mit dem Ziel, Koeffizienten zu ermitteln, die die Stärke der einzelnen harmonischen Schwingungen angeben.

Für integrierbare Funktionen sind diese Fourier-Koeffizienten definiert als:

¹⁾ Vgl. v. Mangoldt-Knopp: "Einführung in die Höhere Mathematik", 3. Bd. 11. Aufl., Stuttgart 1958, S. 515 ff.
Karl Stumpff: "Grundlagen und Methoden der Periodenforschung", Berlin 1937, S. 35 ff und die dort angegebene Literatur.

$$(1) \quad a_0 = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} f(t) dt, \quad \text{mit } 0 \leq t \leq 2\pi$$

$$(2) \quad a_j = \frac{1}{\pi} \int_0^{2\pi} f(t) \cos(jt) dt,$$

$$(3) \quad b_j = \frac{1}{\pi} \int_0^{2\pi} f(t) \sin(jt) dt.$$

Für diskrete Funktionen und die Folgen von Funktionswerten $\{x(t)\}$ aus stetigen Funktionen sind die Integrale in den Gleichungen für die Fourier-Koeffizienten durch Summen über die Grundperiode zu ersetzen:

$$(4) \quad a_0 = \frac{1}{p} \sum_{t=1}^p x(t), \quad p = \text{Anzahl der Werte im Grundintervall}$$

$$(5) \quad a_j = \frac{2}{p} \sum_{t=1}^p x(t) \cos(jt\alpha), \quad \alpha = \frac{2\pi}{p} \text{ (Kreisfrequenz der Grundschiwingung)}$$

$$(6) \quad b_j = \frac{2}{p} \sum_{t=1}^p x(t) \sin(jt\alpha).$$

Die Berechnung der Fourier-Koeffizienten bricht für ungerade p an der Stelle $(a_{p/2}, b_{p/2})$ ab, da sich keine Bewegungen erfassen lassen, deren Periode kleiner als der doppelte Messabstand Δt ist. Für gerade p ist der Wert $b_{p/2} = 0$. Die Fourier-Koeffizienten sind formal Kovarianzen zwischen der zu analysierenden Beobachtungsreihe $y(t)$ der Funktion $f(t)$ und Sinus- und Kosinusfunktionen mit den harmonischen Frequenzen. Aus ihnen läßt sich die sogenannte Fouriersche Reihe konstruieren, die eine Interpolation der gegebenen Reihe oder Funktion darstellt:

$$(7) \quad F(t) = \frac{1}{2} a_0 + \sum_{j=1}^{p/2} (a_j \cos(jt\alpha) + b_j \sin(jt\alpha)).$$

Die Übereinstimmung zwischen einer periodischen Beobachtungsreihe und der zugehörigen Fourierschen Reihe in den Beobachtungszeitpunkten t_j (für die p Werte $y(t)$ werden ebensoviel Koeffizienten a_j und b_j geschätzt) darf nicht zu einer Gleichsetzung der unbekannten Funktion $f(t)$ mit der Fourierschen Reihe $F(t)$ führen, denn zwischen den Beobachtungspunkten können die Funktionen vollkommen unterschiedliches Verhalten zeigen. Jeder Ausdruck

$(a_j \cos(j\tau a) + b_j \sin(j\tau a))$ läßt sich zu einer Komponenten der Frequenz $j\tau$ mit der Amplitude $c_j = \sqrt{a_j^2 + b_j^2}$ und der Phasenverschiebung $\phi_j = \arctan \frac{b_j}{a_j}$ zusammenfassen, so daß gilt:

$$(8) \quad F(t) = \frac{1}{2} a_0 + \sum_{j=1}^p c_j \cdot \cos(j\tau a - \phi_j) .$$

Die Fouriersche Reihe besteht also aus einer Überlagerung periodischer Funktionen, deren Periodenlängen in ganzzahligen Verhältnissen zur Grundperiode stehen.

Eine Interpretation der Fourierschen Reihe als Komponentenzerlegung der zugrunde liegenden Funktion bzw. Zeitreihe ist aber nur dann vertretbar, wenn aus sachlichen Gründen angenommen werden darf, daß die Bewegungsabläufe der einzelnen periodischen Komponenten der Funktion $f(t)$ ähnliche Regelmäßigkeiten (gleich lange Auf- und Abschwungphase, gleiche maximale positive und negative Amplitude usw.) wie Sinus- oder Kosinusfunktionen besitzen. In ökonomischen Zeitreihen ist diese Regelmäßigkeit selten vorhanden, z. B. sind die Konjunkturschwankungen durch in Dauer und Amplitude variierende Auf- und Abschwünge gekennzeichnet. Würde man die Fourier-Koeffizienten aus nur einer "Grundperiode" einer durch Störkomponenten überlagerten periodischen Reihe bestimmen, so wären die Störungen vollständig in den Koeffizienten enthalten. Eine Interpretation im Sinne einer Komponentenzerlegung wäre unsinnig.

Auch zwischen den Komponenten einer Fourierschen Reihe und den tatsächlichen Komponenten einer periodischen Funktion, aus der die Beobachtungsreihe durch äquidistante Ordinatenauswahl gewonnen wurde, können erhebliche Unterschiede bestehen, wenn in der periodischen Funktion Komponenten enthalten sind, deren Periode kürzer als die doppelte Länge des Meßabstandes ist. Sind diese Perioden ganzzahlig im Meßabstand enthalten, so treten sie in der Fourierschen Reihe nicht als Schwankungskomponente in Erscheinung, sondern als Teil des konstanten Gliedes. Die Fouriersche Reihe liefert eine Glättungskurve. Falls die kurzwelligen Schwankungen in keinem ganzzahligen Verhältnis zum Meßintervall stehen, können sie das Vorhandensein langwelliger Komponenten vortäuschen. Dieser Effekt wird Frequenzverfälschung (aliasing) genannt (vgl. Abb. 1e).

Eine gute Übereinstimmung zwischen den Amplituden der tatsächlichen Komponenten einer periodischen Funktion und den Amplituden der Komponenten der Fourierschen Reihe besteht nur, wenn das Beobachtungsintervall so klein gewählt wird, daß keine starken kurzwelligen Komponenten in der Fourierschen Reihe unberücksichtigt bleiben, d. h. alle Fourier-Koeffizienten für Frequenzen $\omega > \pi$ müssen verschwinden oder vernachlässigt werden.

Von der einengenden Annahme, daß der zu analysierenden Reihe eine periodische Funktion zugrunde liegt, ist man in der verallgemeinerten Form der Fourier-Analyse abgerückt, mit der lediglich eine beliebige, in einem Intervall $(1, \dots, p)$ definierte Funktion $f(t)$ durch eine Fouriersche Reihe dargestellt werden soll. Ist die Funktion durch eine Folge äquidistanter Ordinaten gegeben, so lassen sich Fourier-Koeffizienten für Frequenzen berechnen, die von der Länge des Definitions- oder Analyseintervalls abhängig sind. Sie bilden die Faktoren für eine trigonometrische Interpolation der Reihe mit möglichst langen und möglichst wenig periodischen Funktionen. Mit Hilfe zahlreicher anderer Kombinationen periodischer Funktionen, die mindestens die gleiche in Frequenzdifferenzen gemessene Dichte haben, lassen sich ebenso gute Interpolationen erreichen. Obwohl häufig von "Schwingungszerlegung" einer Reihe gesprochen wird, dürfen diese Kombinationen periodischer Funktionen, deren einzelne Perioden von der willkürlichen Wahl des Analyseintervalls abhängen, nicht als Komponentenzerlegungen interpretiert werden. Zwar sind die Amplituden $c = \sqrt{a^2 + b^2}$ der Komponenten der Fourierschen Reihe relativ hoch, denen tatsächlich vorhandene Schwingungen entsprechen, doch können zahlreiche nicht zu isolierende Verzerrungen in den Fourier-Koeffizienten auftreten, die einerseits auf die Existenz nichtperiodischer Komponenten zurückgehen oder andererseits durch periodische Komponenten entstehen, deren Perioden entweder a) kürzer als der doppelte Meßabstand sind, oder die b) in keinem harmonischen Verhältnis zueinander stehen, so daß sich aus ihrer Überlagerung langwellige Komponenten (sogenannte Schwebungen) ergeben.

Das bedeutet aber nicht, daß auch in Fällen, in denen aus sachlichen Gesichtspunkten die Existenz periodischer Komponenten vermutet wird und Analyseintervall und Meßabstand auf die vermuteten

Perioden abgestimmt sind, eine Interpretation als Komponentenzerlegung unzulässig sei. Nach Überprüfung der periodischen Eigenschaften der Fourierschen Reihe an den gemessenen und theoretischen bzw. sachlogischen Eigenschaften der Zeitreihe darf die Fouriersche Reihe auch zu Extrapolationen verwendet werden.

Grundsätzlich sind also zwei Arten der Harmonischen Analyse für Beobachtungsreihen¹⁾ zu unterscheiden:

1. Die empirische Funktion ist ihrer Natur nach periodisch mit der Periode p . Für solche Funktionen gibt die Fouriersche Reihe die empirische Funktion auch für alle Argumente außerhalb des Grundintervalls an. Sie ist also für eine Extrapolation geeignet und kann zur Vorhersage des künftigen und zur Reproduktion des früheren Verlaufs des durch die periodische Funktion beschriebenen Vorgangs benutzt werden. Die Fouriersche Reihe läßt sich als Komponentenzerlegung interpretieren, soweit keine wesentlichen, nicht erfaßten, kurzwelligen Bestandteile vorhanden sind.
2. Die verallgemeinerte Harmonische Analyse führt lediglich zu einer in einem bestimmten endlichen Bereich des Arguments gültigen interpolatorischen Darstellung der empirischen Funktion durch die Fouriersche Reihe. Während die empirischen Funktionen außerhalb der Beobachtungsintervalle beliebige (aber unbekannte) Verläufe haben, liefern die Fourierschen Reihen periodische Fortsetzungen. Empirische Funktion und daraus abgeleitete Fouriersche Reihe müssen außerhalb des Analyseintervalls nicht übereinstimmen. Im allgemeinen ist weder eine Extrapolation möglich, noch darf eine Interpretation als Komponentenzerlegung erfolgen.

1.4.2. DAS PERIODOGRAMM

Die zweite Stufe der Periodenforschung wurde durch die Arbeiten bekannt, die A. Schuster²⁾ 1898 veröffentlichte. Von der interpolatorischen Darstellung der Beobachtungs- oder Zeitreihen weicht die Periodogrammanalyse durch ihre Zielsetzung ab, denn sie untersucht folgende Fragen³⁾:

1. Gibt es überhaupt Periodizitäten in der gegebenen Reihe?
2. Wie kann man vorhandene Periodizitäten isolieren und ihre Eigenschaften bestimmen?

¹⁾ Karl Stumpff: "Grundlagen und Methoden der Periodenforschung", Berlin 1937, S. 15 ff.

²⁾ A. Schuster: "On the Investigation of Hidden Periodicities", in: Terrestrial Magnetism, Vol. 3, 1898, pp 13-41.

³⁾ Zum folgenden Abschnitt vergleiche: Karl Stumpff: a.a.O., S.90 ff. Heinz König und Jürgen Wolters: a.a.O., S. 5 ff und S. 58 f.

Das Problem besteht in erster Linie darin, wie man "versteckte" Periodizitäten aus Zeitreihen - Überlagerungen von unperiodischen und periodischen (aber nicht unbedingt zueinander harmonischen) Bewegungen - sichtbar machen kann. Der Lösungsansatz geht von der Vorstellung aus, daß die periodischen Bewegungen unterschiedliche Schwankungsamplituden besitzen, also den Verlauf der Zeitreihe in voneinander abweichender Stärke beeinflussen. Gelingt es, die Amplituden der periodischen Teilbewegungen zu ermitteln, so liefert ein Vergleich der Amplituden einen Überblick über die relative Bedeutung der einzelnen Periodizitäten. Der Ausgangspunkt für die Berechnung besteht in der Annahme der Harmonischen Analyse, daß sich periodische Vorgänge mathematisch durch Sinus- und Kosinusfunktionen darstellen lassen. Mit Hilfe der verallgemeinerten Harmonischen Analyse werden für ein Analyseintervall der Länge p , das nur ein Teilstück oder die gesamte Zeitreihe erfaßt, die Fourier-Koeffizienten a_j und b_j berechnet, aus denen sich die Amplituden c_j der harmonischen Schwingungen mit den Kreisfrequenzen $2 \cdot j/p$ ergeben:

$$(9) \quad c_j = \sqrt{a_j^2 + b_j^2}$$

Die graphische Darstellung der Amplituden oder Amplitudenquadrate gegenüber den Frequenzen oder den entsprechenden Periodenlängen der harmonischen Schwingungen wird Periodogramm genannt. Das Periodogramm, das die Amplituden als Ordinaten darstellt, hat die einfache Form:

$$(10) \quad I(\alpha) = \frac{1}{p} \left[\sum_{t=1}^p x(t) \cdot \sin(\alpha t)^2 + \sum_{t=1}^p x(t) \cdot \cos(\alpha t)^2 \right] \quad 1)$$

Ein willkürlich gewähltes Analyseintervall stimmt normalerweise nicht mit dem Grundintervall oder einem ganzzahligen Vielfachen des Grundintervalls einer tatsächlich vorhandenen periodischen Bewegung überein, so daß die berechneten periodischen Funktionen andere Frequenzen haben als die tatsächlichen Schwingungen. Es entsteht so ein "Serienperiodogramm", in dem für alle Frequenzen bzw. Periodenlängen eine von Null verschiedene Amplitude ermittelt wird. Für die Frequenzen, die mit den Frequenzen vorhandener Schwingungen am besten übereinstimmen, ergeben sich relativ hohe Amplituden, so

1) Vgl. C.W.J. Granger and M. Hatanaka, a.a.O., S. 42.
Karl Stumpff: a.a.O., S. 87 ff.

daß die Periodenlängen existierender Schwingungen ungefähr bestimmt werden können.

Unterstellt man, daß die Zeitreihe aus einem periodischen Modell

$$(11) \quad x_t = \sum_{j=1}^k c_j \sin \left(\frac{2\pi t}{p} + b_j \right)$$

durch Ordinatenauswahl gewonnen wurde, so ist die Varianz gegeben durch:

$$(12) \quad E(x_t^2) = \sigma_x^2 = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k c_j^2 .$$

Ein Vergleich mit (4) bis (6) zeigt, daß (10) $I(\alpha)$ mit c_j^2 übereinstimmt, so daß das Periodogramm einer periodischen Funktion als Varianzzerlegung interpretiert werden kann. Die Amplitudenquadrate der harmonischen Komponenten geben deren Beiträge zur Varianz der Reihe an. Diese Interpretation ist nur dann richtig, wenn die Amplituden für die tatsächlich vorhandenen Komponenten berechnet werden. In der Praxis trifft dies meist nicht zu, da empirische Reihen selten rein periodisch sind und/oder die Grundperiode nicht bekannt ist.

Um die Bindung des Periodogramms an die zum Analyseintervall harmonischen Frequenzen zu beseitigen oder weitgehend zu reduzieren, ist man zwei Wege gegangen:

1. Um eine dichtere Folge der harmonischen Frequenzen zu erhalten, dehnt man das Analyseintervall aus:
 - 1.1. über das gesamte Beobachtungsintervall,
 - 1.2. über das Beobachtungsintervall hinaus, indem man eine künstliche Reihe analysiert, die im Beobachtungsintervall mit der gegebenen Reihe identisch und sonst gleich Null ist.

Dieses unendliche Analyseintervall führte zu dem stetigen Periodogramm, von dem E.J. Hannan¹⁾ nachgewiesen hat, daß es keine konsistente Schätzfunktion für die Verteilung der Varianz der Zeitreihe auf die harmonischen Frequenzen ist.
2. Die Beschränkung auf die harmonischen Schwingungen wurde aufgegeben und eine Analyse mit beliebigen "Versuchswellen"²⁾ durchgeführt, die ebenfalls den gesamten Frequenzbereich überdecken, aber nicht mehr an das Analyseintervall gebunden waren. Auf diese Weise konnten beliebige, sich während einer Analyse als interessant erweisende Komponenten untersucht werden, so daß sich die Periodenlängen der einzelnen Komponenten ziemlich genau bestimmen ließen.

1) E.J. Hannan: "Time Series Analysis", London 1960, S. 52 f.

2) Karl Stumpff: a.a.O., S. 99.

Auf die verfeinerten Methoden der Perioden- und Phasenbestimmung, die in der Periodogramm-Analyse entwickelt wurden, gehe ich hier nicht ein. Einen guten Überblick über die Weiterentwicklungen findet man bei K. Stumpff¹⁾.

Harmonische Analyse und Periodogramm sind auf der Annahme aufgebaut, daß die zu untersuchenden Reihen periodisch sind oder periodische Komponenten enthalten. Diese Voraussetzungen treffen für ökonomische Zeitreihen nicht zu, deren systematische Komponenten durch häufige Änderungen in Intensität und Dauer der Zyklen geprägt sind. So zeigt z. B. das bekannte Periodogramm des Beveridge-Weizenpreisindex²⁾ eine große Zahl periodischer Komponenten an, die formal als wesentliche Schwingungen des Prozesses anzusehen sind, für die aber eine Identifizierung mit ökonomischen Zyklen nur in Einzelfällen möglich sein dürfte. Das deterministische Modell, auf dem Harmonische Analyse und Periodogramm aufgebaut sind, widerspricht dem Verhalten der systematischen Komponenten in ökonomischen Zeitreihen, so daß eine Analyse mit diesen Verfahren nicht zweckmäßig ist. Eine Untersuchung ökonomischer Reihen sollte daher möglichst mit Methoden durchgeführt werden, denen stochastische Zeitreihenmodelle zugrunde liegen, die die zufälligen Änderungen der systematischen Komponenten berücksichtigen.

2. DIE SPEKTRALANALYSE

Die Spektralanalyse ist auf der Theorie stationärer stochastischer Prozesse aufgebaut. Da diese Theorie Wirtschaftswissenschaftlern im allgemeinen unbekannt ist, soll hier eine kurze Darstellung der für das Verständnis der Methode notwendigen theoretischen Grundlagen gegeben werden.

¹⁾ Karl Stumpff: a.a.O., S. 107 ff.

²⁾ W.H. Beveridge: "Wheat Prices and Rainfall in Western Europe", in: Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 85, 1922, S. 412-459.

2.1. DEFINITION STOCHASTISCHER PROZESSE¹⁾

Unter einem stochastischen Prozeß $\{X(t), t \in T\}$ versteht man eine Familie (oder eine Klasse von Familien) von Zufallsvariablen $X(t)$, die von einem Zeitparameter $t \in T$ abhängen, wobei T eine bestimmte, meist unendliche reelle Indexmenge ist. Von einem stochastischen Prozeß mit diskretem Zeitparameter, der auch als stochastische Folge bezeichnet wird,

$$(0) \quad \{X(t)\} = \{\dots, X(t-1), X(t), X(t+1), \dots\}$$

spricht man, wenn t eine endliche oder abzählbar unendliche Folge ist. Die Zufallsvariable $X(t)$ im Zeitpunkt t ist durch die Verteilung der Elementarereignisse λ im Ereignisraum L charakterisiert. Jede endliche Folge von Zufallsvariablen $\{X(t), t = t_0, \dots, t_n\}$ bildet einen Vektor von Zufallsvariablen mit im allgemeinen verschiedenartigen (also zeitabhängigen) Verteilungsfunktionen $F(t, \lambda)$. Die Unterschiede zwischen stochastischen Prozessen sind im wesentlichen durch die Eigenschaften dieser mehrdimensionalen Verteilungsfunktionen bestimmt.

Da wir bei der Analyse ökonomischer Zeitreihen immer mit Beobachtungen an diskreten Zeitpunkten zu tun haben, sollen im weiteren nur stochastische Prozesse mit diskretem Zeitparameter betrachtet werden. Die Prozeßvariable $X(t, \lambda)$ ist eine Funktion der beiden Argumente t und λ . Bei festem Zeitparameter t ist $X(t, \lambda) = X(\lambda)$ eine zufällige Größe mit einer bestimmten Verteilungsfunktion. Wird dagegen $\lambda = \lambda^*$ konstant gehalten, ist $X(t, \lambda^*) = x(t)$ eine nichtstochastische Funktion des Zeitarguments t , die sogenannte Realisierung

¹⁾ Vgl. Wolfgang Förster: "Zerlegung und Lösung diskreter ökonomischer Prozeßmodelle", Tübingen 1969, S. 36 ff.
Wolfgang Wetzel: "Hinweise auf einige theoretische Grundlagen der Spektralanalyse von stationären Prozessen", in: Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, Sonderheft zum AstA Heft 1, Göttingen 1970, S. 8 ff.
C.W.J. Granger and M. Hatanaka: "Spectral Analysis of Economic Time Series", Princeton, New Jersey 1964, S. 25 ff.
Eckard Gröhn: "Spektralanalytische Untersuchungen zum zyklischen Wachstum der Industrieproduktion in der Bundesrepublik Deutschland 1950-1967", in: Kieler Studien Bd. 108, Hersg. Herbert Giersch, Tübingen 1970, S. 28 ff.
Herman Wold: "A Study in the Analysis of Stationary Time Series", Stockholm 1954, 2. Aufl., S. 31 ff.
Ulf Grenander and Murray Rosenblatt: "Statistical Analysis of Stationary Time Series", Stockholm 1956, S. 21 ff.

für das Elementarereignis λ^* . Die Realisierungen $x(t)$ eines stochastischen Prozesses sind theoretisch unendliche Folgen (Zeitreihen) nichtstochastischer Art mit einer bestimmten Struktur und bestimmter Wahrscheinlichkeit ihres Auftretens¹⁾.

Zwischen den statistischen - also Ensemble - Eigenschaften an einem bestimmten Zeitpunkt und den Funktionseigenschaften der Realisierungen in einem finiten oder infiniten Zeitraum muß streng unterschieden werden. Will man die Struktur eines stochastischen Prozesses vollständig beschreiben, so müssen die Verteilungsfunktionen für alle diskreten Zeitparameter $t \in T$ angegeben werden. Dies ist aber gar nicht durchführbar. Deshalb beschränkt man sich auf eine unvollständige Beschreibung der stochastischen Prozesse und bestimmt nur einige Momente der Verteilungsfunktionen:

1. Mittelwertfunktion: $E\{X(t)\} = \mu(t)$

2. Kovarianzfunktion: $E\{(X(t_1) - \mu(t_1))(X(t_2) - \mu(t_2))\} = \gamma(t_2, t_1)$

aus der für $t = t_2 = t_1$ die

3. Varianzfunktion: $E\{(X(t) - \mu(t))^2\} = \sigma^2(t)$

folgt. Nach den Eigenschaften dieser Momente 1. und 2. Ordnung teilt man die stochastischen Prozesse in stationäre und nichtstationäre Prozesse ein. Ein nichtstationärer Prozeß liegt dann vor, wenn die Momente vom Zeitargument t abhängig sind. Von einem schwach stationären Prozeß - oder im weiteren Sinn stationären Prozeß - spricht man, wenn die Momente 1. und 2. Ordnung zeitunabhängig sind, d. h. der Erwartungswert $E\{X(t)\} = \mu(t) = \mu$ und die Varianz

1) Anm.: Dies soll an einem harmonischen Prozeß, einem für ökonomische Betrachtungen relevanten Modell, verdeutlicht werden.

$X(t) = \sum_j a_j e^{i\omega_j t}$, ω_j ist eine Folge reeller Zahlen mit $|\omega_j| \leq \pi$ und a_j eine Folge unkorrelierter, komplexer Zufallsgrößen mit $E\{a_j\} = 0$, $E\{a_j, a_j\} = \sigma_j$ und $E\{a_j, a_k\} = 0$ für $j \neq k$.

Jeder Ausdruck $a_j e^{i\omega_j t} = a_j (\cos(\omega_j t) + i \sin(\omega_j t)) = x_j(t)$ ist eine periodische Funktion mit der Periode $p_j = 2\pi/\omega_j$, wenn $\omega_j = 2\pi/p_j$ als Kreisfrequenz definiert ist, d. h. jede Realisation ist eine Summe periodischer Funktionen mit den Gewichten a_j , die von Realisation zu Realisation zufällig schwanken. Die Menge aller möglichen Realisationen bildet den Prozeß und die Menge aller a_j bestimmt seine Verteilungsfunktion.

$\sigma^2(t) = \sigma^2$ der Prozeßvariablen sind zeitunabhängige Konstanten μ und σ^2 , während die Kovarianz zweier Variablen $X(t)$ und $X(t+\tau)$ nur eine Funktion der Zeitdifferenz $\tau = t_2 - t_1$ ist: $\gamma(\tau) = \gamma\{X(t), X(t+\tau)\} = E\{(X(t) - \mu)(X(t+\tau) - \mu)\}$. Für einen streng stationären Prozeß wird gefordert, daß die Verteilungsfunktionen selbst, also auch die Momente höherer Ordnung, zeitunabhängig sind. Im weiteren Verlauf der Arbeit soll unter einem stationären Prozeß ein schwach stationärer Prozeß verstanden werden, dessen Struktur hauptsächlich durch seine zeitunabhängige, d. h. nur von der Zeitdifferenz $\tau = t_2 - t_1$ der betrachteten Zeitpunkte t_1 und t_2 abhängenden Kovarianzfunktion beschrieben werden kann.

Einfacher und anschaulicher als über die Verteilungsfunktionen lassen sich die Eigenschaften der Zufallsprozesse durch bestimmte Verknüpfungen von unabhängigen Zufallsgrößen definieren¹⁾. So werden beispielsweise Zufallsprozesse als Folge gleitender Durchschnitte (vgl. 2.1.2.) unabhängiger Zufallsvariablen oder als linear-rekursive Beziehungen (vgl. 2.1.3.) in den Prozeßvariablen definiert. Neben solchen linearen Ansätzen bedient man sich auch nichtlinearer mathematischer Funktionen, von deren Funktionsparametern man einige oder alle als Zufallsvariable betrachtet, die sich von einer Prozeßrealisation zur anderen zufällig ändern. Die unter (2.1.4.) beschriebenen Harmonischen Prozesse sind ein Beispiel für eine solche Definition.

Im folgenden sollen einige stochastische Prozesse kurz dargestellt werden. Ein Beispiel für einen nichtstationären Prozeß²⁾ ist:

$$X(t) = p(t) + q(t) \cdot U(t),$$

dabei sind $p(t)$ und $q(t)$ Polynome in t und $U(t)$ eine Folge unabhängiger Zufallsgrößen mit $E\{U(t)\} = 0$ und $E\{U(t)^2\} = \sigma_U^2 = 1$. Der Erwartungswert dieses Prozesses ist $E\{X(t)\} = p(t)$. Für $p(t) = 0$ ist auch $E\{X(t)\} = 0$, aber die Varianz $E\{X(t)^2\} = q^2(t) \cdot \sigma_U^2 = q^2(t)$ ist zeitabhängig. Die Zeitunabhängigkeit der Varianz ist also nicht gegeben, folglich ist der Prozeß auch nicht im weiteren Sinn stationär.

1) Vgl. W. Förster, a.a.O., S. 38 f.

2) Vgl. C.W.J. Granger and M. Hatanaka, a.a.O., S. 27.

An einigen typischen stationären Prozessen soll die Zeitunabhängigkeit der 1. und 2. Momente untersucht, die entsprechenden Kovarianz- bzw. Korrelationsfunktionen berechnet und die Korrelogramme¹⁾ dargestellt werden.

2.1.1. FOLGEN UNABHÄNGIGER ZUFALLSVARIABLEN

Das einfachste Modell eines stationären stochastischen Prozesses ist die unendliche Folge unabhängiger Zufallsgrößen $U(t)$ mit Erwartungswert

$$(1) \quad E\{U(t)\} = \mu = 0$$

und endlicher Varianz

$$(2) \quad E\{U(t)^2\} = \sigma_U^2.$$

Es ist aus dem klassischen Zeitreihenmodell mit additiv überlagerter, unabhängiger Zufallskomponente bekannt. Wegen der Unabhängigkeit der Zufallsvariablen verschwindet die Kovarianzfunktion $\gamma(\tau)$ für alle Differenzen $\tau = t_1 - t_2 \neq 0$, also $t_1 \neq t_2$.

$$(3) \quad \gamma(\tau) = E\{U(t) \cdot U(t+\tau)\} = \begin{cases} \sigma_U^2 & \text{für } \tau = 0 \\ 0 & \text{für } \tau \neq 0 \end{cases}$$

Die Korrelationsfunktion:

$$(4) \quad \rho(\tau) = \gamma(\tau) / \gamma(0)$$

besitzt also nur für $\tau = 0$ den Wert 1 und verschwindet für alle anderen Verschiebungsparameter τ .

2.1.2. FOLGEN GLEITENDER MITTELWERTE UNABHÄNGIGER ZUFALLSVARIABLEN

Die gleitende gewogene Summe

$$(5) \quad X(t) = \sum_{\tau=0}^m b(\tau) \cdot U(t-\tau)$$

von $m+1$ aufeinander folgenden unabhängigen Zufallsvariablen $U(t)$, die mit den Gewichten $b(\tau)$ multipliziert sind, bildet wieder eine stochastische Folge, die aber nicht mehr unabhängig ist.

1) Anm.: Als Korrelogramm wird gewöhnlich die graphische Darstellung der Korrelationsfunktion bezeichnet, oft jedoch auch die Korrelationsfunktion selbst.

Die 1. und 2. Momente lauten unter Berücksichtigung der Eigenschaften (1)-(3) von $U(t)$

$$(6) \quad u = E\{X(t)\} = 0$$

$$(7) \quad \gamma(0) = E\{X^2(t)\} = \sigma_X^2 = \sigma_U^2 \cdot \sum_{\tau=0}^m b^2(\tau)$$

$$(8) \quad \gamma(\tau) = \begin{cases} \sum_{v=0}^{m-\tau} b(v) \cdot b(v+|\tau|) \sigma_U^2 & \text{für } |\tau| = 0, 1, 2, 3, \dots, m \\ 0 & \text{für } |\tau| > m \end{cases}$$

Die Kovarianz zeigt, daß die Prozeßvariablen $X(t)$ nur innerhalb eines bestimmten Intervalls $\{-\tau, \tau\}$ korreliert sind, während Variable, die nicht in dieses Intervall fallen, die also einen größeren zeitlichen Abstand voneinander haben, voneinander unabhängig sind. Im allgemeinen nimmt die Kovarianz mit wachsendem Abstand ab. Im Spezialfall eines ungewogenen Mittels

$$(9) \quad X(t) = \frac{1}{m+1} \sum_{\tau=0}^m U(t-\tau)$$

nimmt die Kovarianz linear mit $|\tau|$ ab:

$$(10) \quad \gamma(\tau) = \begin{cases} \sigma_X^2 - \frac{|\tau| \sigma_X^2}{m+1} & \text{für } |\tau| = 0, 1, 2, 3, \dots, m \\ 0 & \text{für } |\tau| > m \end{cases}$$

Auf die Tatsache, daß durch Mittelung unkorrelierter Zufallsvariablen ein autokorrelierter Prozeß entsteht, hat zuerst E. Slutsky¹⁾ hingewiesen.

2.1.3. AUTOREGRESSIVE PROZESSE

Von einem autoregressiven Prozeß (oder autoregressiven Folge) spricht man, wenn eine inhomogene lineare Differenzengleichung mit konstanten (zeitunabhängigen) Autoregressionskoeffizienten $a(\tau)$

$$(11) \quad \sum_{\tau=0}^n a(\tau) \cdot X(t-\tau) = U(t),$$

¹⁾ Eugen Slutsky: "The Summation of Random Causes as Source of Cyclic Processes", in: *Econometrica*, Vol. 5, 1937, S.105/146 (vgl. S. 9).

deren inhomogene Komponente aus einer Zufallsvariablen $U(t)$ besteht, in rekursiver Form

$$(12) \quad X(t) = \sum_{\tau=1}^n a^*(\tau) \cdot X(t-\tau) + \frac{U(t)}{a_0} \text{ mit } a^*(\tau) = -\frac{a(\tau)}{a(0)}$$

geschrieben wird.

Durch Inversion ergibt sich formal der Lösungsansatz:

$$(13) \quad X(t) = \sum_{\tau=0}^{\infty} b(\tau) \cdot U(t-\tau),$$

dessen Koeffizienten $b(\tau)$ eindeutig durch die Autoregressionskoeffizienten $a(\tau)$ bestimmt sind und rekursiv nach:

$$(14) \quad b(0) \cdot a(0) = 1$$

$$(15) \quad \sum_{v=0}^{\tau} a(v) \cdot b(\tau-v) = 0 \quad 1 \leq \tau < n$$

$$(16) \quad \sum_{v=0}^n a(v) \cdot b(\tau-v) = 0 \quad \tau \geq n$$

ermittelt werden können. Genügen die Koeffizienten $b(\tau)$ der Bedingung

$$(17) \quad \sum_{\tau=0}^{\infty} b^2(\tau) < \infty,$$

so handelt es sich um einen stationären Prozeß.

Wegen $E\{U(t)\}=0$ hat der autoregressive Prozeß ebenfalls den Erwartungswert Null. Die Varianz $\sigma_X^2 = \gamma(0)$ und die Kovarianzfunktion

$$(18) \quad \gamma(\tau) = \sigma_U^2 \cdot \sum_{v=0}^{\infty} b(v) \cdot b(|\tau|+v)$$

lassen sich aus (13) berechnen.

Am häufigsten werden autoregressive Prozesse erster und zweiter Ordnung in stochastischen Modellen verwendet. Autoregressive Prozesse erster Ordnung werden Markoffsche Prozesse genannt:

$$(19) \quad X(t) + a(1)X(t-1) = U(t)$$

mit der Normierung $a(0)=1$. Nach (14)-(16) lassen sich die Koeffizienten $b(\tau)$ berechnen: $b(0)=1$, $b(\tau)=(-a(1))^{|\tau|}$. Entsprechend (3) ergibt sich die Lösung:

$$(20) \quad X(t) = \sum_{\tau=0}^{\infty} (-a(1))^{\tau} \cdot U(t-\tau) ,$$

d. h. der Prozeß (10) ist stationär, wenn $|a(1)| < 1$ ist. In diesem Fall ist die Varianz des Prozesses endlich:

$$(21) \quad \sigma_X^2 = \sigma_U^2 \cdot \sum_{\tau=0}^{\infty} b^2(\tau) = \frac{1}{1-a(1)^2} \sigma_U^2$$

und die Korrelationskoeffizienten $\rho(\tau) = (-a(1))^{\tau}$ entsprechen den Koeffizienten $b(\tau)$. Die Kovarianzfunktion lautet:

$$(22) \quad \gamma(\tau) = \rho(\tau) \cdot \sigma_X^2 = \frac{(-a(1))^{\tau}}{1-a(1)^2} \cdot \sigma_U^2 .$$

d. h. sie strebt für $\tau \rightarrow \infty$ gegen Null (monoton für $-a(1) > 0$ und in gedämpften Zyklen für $-a(1) < 0$).

Ein autoregressiver Prozeß zweiter Ordnung wird häufig als Yulescher Prozeß bezeichnet:

$$(23) \quad X(t) + a(1)X(t-1) + a(2)X(t-2) = U(t) .$$

Mit $\bar{a}_1 = -a(1)$ und $\bar{a}_2 = -a(2)$ läßt er sich in der rekursiven Form:

$$(24) \quad x(t) = \bar{a}_1 X(t-1) + \bar{a}_2 X(t-2) + U(t)$$

schreiben.

Nach (14)-(16) ergibt sich für $b(\tau)$ die Rekursionsformel für $\tau \geq 2$

$$(25) \quad b(\tau) = \bar{a}_1 \cdot b(\tau-1) + \bar{a}_2 \cdot b(\tau-2) \text{ mit } b(0)=1, b(1)=\bar{a}_1 .$$

Die Korrelationskoeffizienten $\rho(\tau)$ lassen sich mit den Anfangswerten: $a(0)=1$, $\rho(0)=1$ für $v=1,2$ nach der Rekursionsformel:

$$(26) \quad \rho(\tau) = \bar{a}_1 \rho(\tau-1) + \bar{a}_2 \rho(\tau-2)$$

bestimmen. Die Rekursionsgleichungen (25) und (26) haben die gleiche Struktur und damit die gleiche charakteristische Gleichung:

$$(27) \quad z^2 - \bar{a}_1 z - \bar{a}_2 = 0 .$$

Diese Gleichung hat entweder zwei reelle oder konjugiert komplexe Wurzeln α_1 und α_2 . Ein autoregressiver Prozeß zweiter Ordnung ist stationär, falls die Absolutbeträge der charakteristischen Wurzeln kleiner als 1 sind. Die Korrelationsfunktion:

$$(28) \quad \rho(\tau) = c_1 \cdot \alpha_1^\tau + c_2 \cdot \alpha_2^\tau$$

konvergiert dann für $\tau \rightarrow \infty$ gegen Null; und zwar monoton für reelle α_1 und α_2 und als gedämpfte Schwingung, falls α_1 und α_2 konjugiert komplex sind.

2.1.4. HARMONISCHE PROZESSE

Die bisher beschriebenen stationären Prozesse sind wenig geeignet, wenn sie für die Konstruktion von ökonomischen Zeitreihenmodellen verwendet werden sollen, die die Schwankungen in den Zeitreihen ökonomischer Variablen erklären. Unter diesem Gesichtspunkt scheinen die harmonischen Prozesse besonders geeignet zu sein:

$$(29) \quad x(t) = \sum_{j=1}^{\infty} a_j e^{i\beta_j t}$$

Da in der ökonomischen Praxis nur reellwertige, diskrete Folgen vorliegen, können wir uns auf die Betrachtung der reellen harmonischen Prozesse endlicher Ordnung beschränken:

$$(30) \quad x(t) = \sum_{j=1}^n A_j \cdot \cos(\beta_j t + B_j)$$

In einem stationären, stochastischen, harmonischen Prozeß sind die Amplituden A_j und die Phasenverschiebungen B_j gegenseitig unkorrelierte Zufallsvariable mit Erwartungswert Null. Ein harmonischer Prozeß endlicher Ordnung ist eine endliche Summe von $j=1, 2, \dots, n$ Schwingungen unterschiedlicher Schwingungsfrequenzen β_j , dessen Amplituden und Phasenverschiebungen von Realisation zu Realisation zufällig variieren. Die Kovarianzfunktion lautet:

$$(31) \quad \gamma(\tau) = \sum_{j=1}^n 0.5 \cdot \sigma_{A_j}^2 \cdot \cos(\beta_j |\tau|)$$

Für $\tau=0$ erhält man die Prozeßvarianz: $\sigma_x^2 = \sum_{j=1}^n 0.5 \cdot \sigma_{A_j}^2$

und damit die Korrelationsfunktion (das Korrelogramm):

$$(32) \quad \rho(\tau) = \frac{\gamma(\tau)}{\gamma(0)} = \frac{\sum_{j=1}^n 0.5 \sigma_{A_j}^2}{\sum_{j=1}^n 0.5 \sigma_{A_j}^2} \cdot \cos(\beta_j |\tau|)$$

Die Kovarianzfunktion enthält die gleichen Schwingungen wie der harmonische Prozeß, ist jedoch von den Phasenverschiebungen B_j unabhängig.

Dies wird deutlich, wenn wir den einfachsten Fall eines harmonischen Prozesses betrachten, der nur aus einer Schwingung der Frequenz β (z. B. $\beta = \pi/6$ liefert die einjährigen Schwankungen für Monatswerte) besteht:

$$X(t) = A \cdot \cos(\beta t + B) .$$

Für die Zufallsvariablen A und B gelte: $E\{A\} = E\{B\} = 0$, $\sigma_A^2 = 0.5$, $\sigma_B^2 = \pi$. Die Kovarianzfunktion dieses Prozesses lautet¹⁾:

$$\gamma(\tau) = 0.25 \cdot \cos(\beta|\tau|) .$$

Betrachtet man den gleichen harmonischen Prozeß, der von einer unabhängigen Zufallsvariablen $U(t)$ mit $E\{U(t)\} = 0$ und $\sigma_U^2 = \sigma_X^2 = 0.25$ überlagert (gestört) ist, so steigt die Varianz des Prozesses

$$Y(t) = X(t) + U(t)$$

auf das Doppelte: $\sigma_Y^2 = \sigma_X^2 + \sigma_U^2 = 0.25 + 0.25 = 0.5$.

Die Kovarianz für $\tau > 0$ bleibt dagegen unverändert, so daß die Kovarianzfunktion $\gamma_Y(\tau)$ sich nur für $\tau = 0$ von der Kovarianzfunktion $\gamma_X(\tau)$ unterscheidet. Das Umgekehrte gilt für die zugehörigen Korrelationsfunktionen, d. h. $\rho_Y(0) = \rho_X(0) = 1$ und $\rho_Y(\tau) = 0.5\rho_X(\tau)$ ²⁾ für $\tau \neq 0$.

An den Korrelogrammen der harmonischen Prozesse ist besonders deutlich geworden, daß die Kovarianz- bzw. Korrelationsfunktionen die Struktur der zugrunde liegenden stationären Prozesse im Bereich $0, 1, \dots, \tau$ wiedergeben³⁾. Sie sind wie die Prozesse eine Überlagerung aller Bewegungskomponenten, so daß eine Analyse einzelner Komponenten weiterhin sehr schwierig bleibt.

1) Vgl. Tab. 1.

2) Vgl. Tab. 1.

3) "The array of coefficients $\rho_1, \rho_2, \dots$ or their sample counterparts tells us a great deal about the internal structure of the series, and their totality, graphed with k as abscissa and ρ_k as ordinate, is called the correlogram". M.G. Kendall: "Time Series", S. 40.

Interessiert man sich nur für die stärksten Komponenten, die den größten Beitrag zur Varianz des Prozesses liefern, so sind diese aus der Kovarianzfunktion leichter zu erkennen, da die Amplituden der Schwankungen des Prozesses durch die Produktbildung quadratisch in die Kovarianzen eingehen, d.h. starke Komponenten werden verstärkt und schwache Komponenten reduziert.

Geht man von der Annahme aus, daß die zu analysierende Zeitreihe aus mehreren Komponenten mit unterschiedlich langen (mittleren) Schwankungsperioden zusammengesetzt ist, dann empfiehlt sich eine Transformation des Prozesses aus dem Zeitbereich in den Frequenzbereich. Durch diese Transformation wird die gesamte Bewegungsenergie (Varianz) des Prozesses auf einzelne Komponenten unterschiedlicher mittlerer Periodenlänge (Frequenzbänder) aufgeteilt, so daß die relative Bedeutung der einzelnen Komponenten, d.h. ihr Beitrag zur Gesamtvarianz des Prozesses, erkennbar wird. Diese sogenannte Spektralzerlegung der Varianz eines Prozesses wird mit der Brechung des Sonnenlichts an den Kanten eines Prismas und der Aufspaltung in die Spektralfarben verglichen. Die ungeordnet einfallenden Lichtwellen unterschiedlicher Frequenz werden entsprechend ihrer Wellenlänge verschieden stark gebrochen, so daß sie aus dem Prisma nach der Wellenlänge geordnet austreten und beim Auftreffen auf einen Schirm das bekannte kontinuierliche Spektrum liefern, das sich nach seinen Farben leicht in Frequenzbänder unterteilen läßt¹⁾.

Mißt man nun die einfallende Energie für einzelne Frequenzbänder gleicher Breite und trägt die Meßwerte gegen die mittlere Frequenz der Frequenzbänder auf, so erhält man das Varianz- oder Leistungsspektrum, das einen Vergleich der Stärke der Komponenten verschiedener Frequenzbänder ermöglicht.

1) Vgl. Karl Stumpff: a.a.O., S. 90/91

Abbildung 1a: Korrelogramme stationärer Prozesse

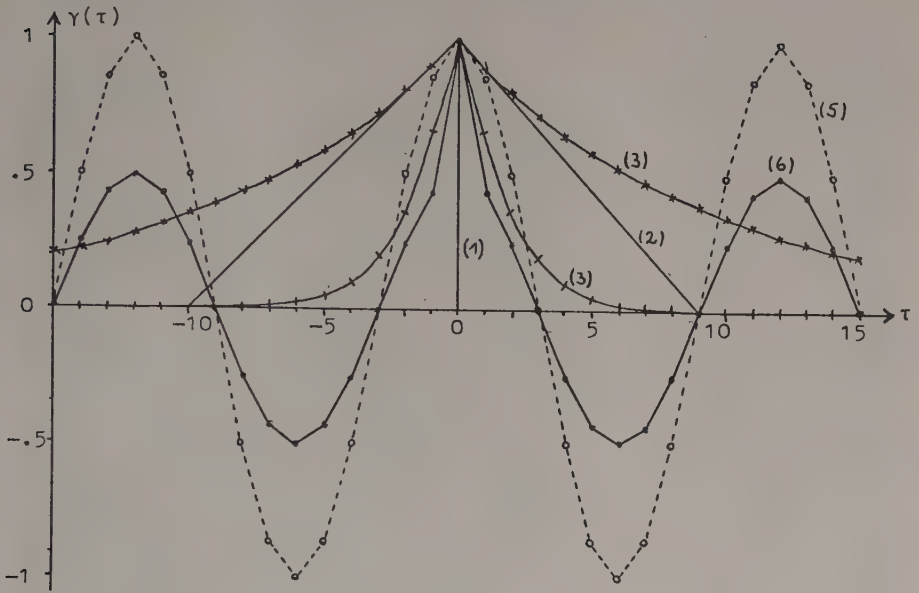
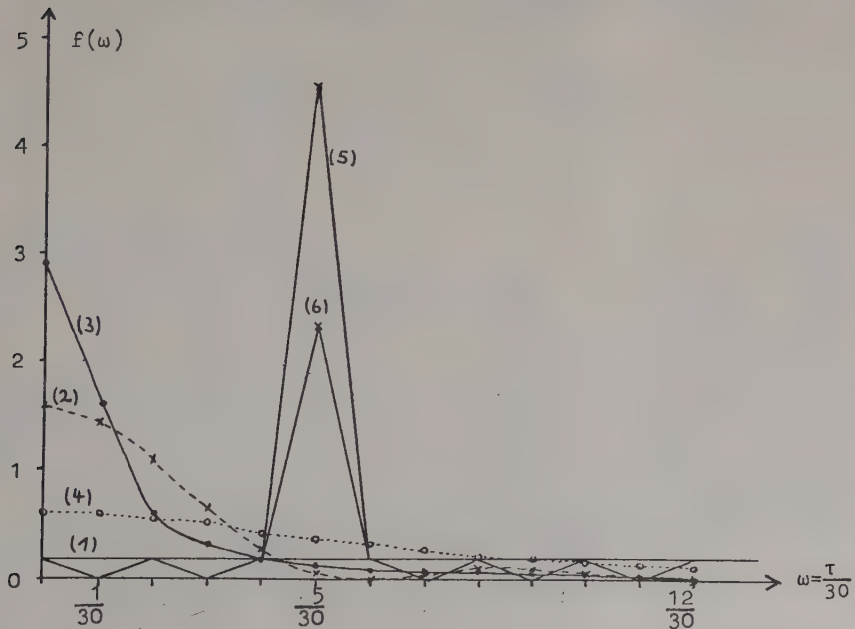


Abbildung 1b: Korrelationsspektren stationärer Prozesse



Quelle: Tabelle 1

Tabelle 1: Korrelationsfunktionen und Korrelationsspektralichten folgender stationärer Prozesse:

1. unabhängige Zufallsgrößen: $X(t) = U(t)$
2. ungewichteter gleitender 10er Durchschnitt: $X(t) = 0.1 \sum_{\tau=0}^9 U(t-\tau)$
3. autoregressiver Prozeß 1. Ordnung (Markoff-Prozeß): $X(t) = 0.9X(t-1) + U(t)$
4. autoregressiver Prozeß 2. Ordnung (Yule'scher Prozeß) $X(t) = 0.75X(t-1) - 0.125X(t-2) + U(t)$
5. harmonischer Prozeß ohne Störkomponente: $X(t) = A \cdot \cos(\pi/6 \cdot t + B)$
6. harmonischer Prozeß mit Störkomponente: $X(t) = A \cdot \cos(\pi/6 \cdot t + B) + U(t)$

Pro- zeß	τ	Korrelationskoeffizienten $\gamma(\tau)$												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	1	1	0.9	0.8	0.7	0.6	0.5	0.4	0.3	0.2	0.1	0	0	0
3	1	1	0.9	0.81	0.73	0.66	0.59	0.53	0.48	0.43	0.39	0.35	0.31	0.28
4	1	1	0.667	0.375	0.198	0.102	0.051	0.026	0.013	0.007	0.004	0.002	0.001	0.000
5	1	1	0.866	0.5	0	-0.5	-0.866	-1	-0.866	-0.5	0	0.5	0.866	1
6	1	1	0.433	0.25	0	-0.25	-0.433	-0.5	-0.433	-0.25	0	0.25	0.433	0.5
Pro- zeß	w	Korrelationsspektralichten $f(w)$												
		0	1:30	2:30	3:30	4:30	5:30	6:30	7:30	8:30	9:30	10:30	11:30	12:30
1	1	.159	.159	.159	.159	.159	.159	.159	.159	.159	.159	.159	.159	.159
2	1	1.592	1.453	1.093	.650	.276	.059	.000	.031	.072	.077	.048	.013	.000
3	1	2.884	1.597	.585	.328	.166	.130	.075	.074	.041	.047	.022	.034	.017
4	1	.619	.603	.559	.496	.427	.360	.300	.249	.206	.171	.142	.120	.102
5	1	.159	-.159	.159	-.159	.159	4.615	.159	-.159	.159	-.159	.159	-.159	.159
6	1	.159	0	.159	0	.159	2.387	.159	0	.159	0	.159	0	.159

Quelle: eigene Berechnungen

2.2. SPEKTRALDARSTELLUNG STATIONÄRER STOCHASTISCHER PROZESSE

Ein stationärer stochastischer Prozeß läßt sich auf zwei Arten in den Frequenzbereich transformieren, so daß eine Analyse der zyklischen Struktur erleichtert wird. Entweder transformiert man den Prozeß selbst (direkte Methode¹) oder die zugehörige Kovarianz- oder Korrelationsfunktion. Die zweite (indirekte) Methode soll hier dargestellt werden, da sie in der ökonomischen Anwendung gebräuchlich ist.

Wie bereits ausgeführt wurde, ist jede Realisation eines stationären stochastischen Prozesses eine nichtstochastische Funktion der Zeit. Sie ist im allgemeinen nicht periodisch, folglich ist die Kovarianzfunktion ebenfalls aperiodisch. Eine aperiodische Funktion kann nicht in eine Fourierreihe (Summe periodischer Komponenten) entwickelt werden, so daß Integraltransformationen (Fourier-Transformation, Fourier-Stieltjes-Integrale²) zur Anwendung kommen.

Für jede existierende Korrelations- oder Kovarianzfunktion eines stationären stochastischen Prozesses gibt es eine entsprechende Fourier-Transformierte, die als spektrale Dichtefunktion oder kurz als Spektraldichte bezeichnet wird. Für diskrete und stetige Kovarianzfunktionen sind verschiedene Transformationen durchzuführen.

Die Spektraldichte einer diskreten, infiniten Kovarianzfunktion $\gamma(\tau)$ ergibt sich als Fourier-Transformierte:

$$(1) \quad f(\omega) = 1/2\pi \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\omega\tau} \gamma(\tau) d\tau$$

mit der Umkehrfunktion:

$$(2) \quad \gamma(\tau) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\omega\tau} f(\omega) d\omega$$

1) Vgl. Wolfgang Förster: a.a.O., S. 94 f. Bernd Schips: a.a.O., S. 18. C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 29.

2) Vgl. Ehard Gröhn: a.a.O., S. 39 Fußn. 2: "Fourier-Stieltjes-Integrale sind noch verallgemeinerte Fourier-Integrale, die es erlauben, nichtperiodische Funktionen als Linearkombinationen mit stetig veränderlicher Frequenz darzustellen." Wolfgang Förster: a.a.O., S. 86. Mathematisches Wörterbuch Bd. 1, 3. Aufl., Hrsg. J. Naas, H.L. Schmid, Berlin-Stuttgart 1967, S. 550-554.

die gemäß dem Wiener-Khintchinschen Theorem¹⁾ zu jeder vorgegebenen stetigen Spektraldichte $f(\omega)$ existiert. Spektraldichte und Kovarianzfunktion bilden ein Paar Fourier-Transformierte. Ist $f(\omega)$ keine stetige Funktion, so kann die Umkehrfunktion über ein Fourier-Stieltjes-Integral definiert werden.

Die Spektraldichte einer stetigen Kovarianzfunktion lautet:

$$(3) \quad f(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\omega\tau} \gamma(\tau) d\tau$$

mit der Umkehrfunktion:

$$(4) \quad \gamma(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\omega\tau} dF(\omega) .$$

Die Funktion:

$$(5) \quad F(\omega) = \int_{-\infty}^{\omega} f(x) dx$$

wird als Spektralfunktion oder spektrale Verteilungsfunktion bezeichnet. Sie ist eine monotone, nicht abnehmende Funktion mit den Eigenschaften: $F(-\pi) = 0$ und $F(\pi) = \sigma^2 = \gamma(0)$.

Die Spektraldichte $f(\omega)$ gibt an, welchen (marginalen) Beitrag $f(\omega) \cdot d\omega$ die Frequenz ω , d. h. das Frequenzband $\{\omega, d\omega\}$ zur Varianz des Prozesses liefert. Sie stellt also die Verteilung der Gesamtvarianz auf die einzelnen Frequenzen dar. Das Verhältnis zwischen den Spektraldichten verschiedener Frequenzen gibt die relative Bedeutung dieser Frequenzen für den stochastischen Prozeß an.

Für reellwertige Prozesse ist $\gamma(\omega)$ eine gerade Funktion: $\gamma(\tau) = \gamma(-\tau)$. Da gilt: $e^{i\omega} + e^{-i\omega} = 2\cos\omega$ und $\gamma(0) = \sigma^2$, können die Gleichungen (1) und (2) in der Form:

$$(6) \quad f^*(\omega) = 2f(\omega) = \frac{1}{2\pi} (1 + 2 \sum_{\tau=1}^{\infty} \gamma(\tau) \cos(\omega\tau))$$

und (7)
$$\gamma(\tau) = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} \cos(\omega\tau) f^*(\omega) d\omega$$

geschrieben werden.

¹⁾ C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 28 f.
Wolfgang Förster: a.a.O., S. 79.

Bevor auf die Problematik der Schätzung der Kovarianzfunktionen und der Spektraldichten für endliche ökonomische Reihen eingegangen wird, sollen die Spektraldichten nach (6) für die in 2.1.1. bis 2.1.4. beschriebenen stationären Prozesse berechnet werden (vgl. Tab. 1). Indem man die Spektraldichten $f(\omega)$ gegen die Kreisfrequenz ω aufträgt, erhält man das sogenannte Leistungsspektrum (vgl. Abb. 1b). Kovarianzfunktion und Korrelationsfunktion sind durch die lineare Transformation:

$$(8) \quad \gamma(\tau) = \sigma^2 \cdot \rho(\tau)$$

verbunden, die durch die Fourier-Transformation unberührt bleibt. Folglich ist das Leistungsspektrum mit dem Korrelationsspektrum durch die gleiche Beziehung verknüpft:

$$(9) \quad f(\omega) = \sigma^2 \cdot g(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\omega\tau} \rho(\tau) d\tau.$$

Die Korrelationsspektren $g(\omega)$ können also aus den Leistungsspektren $f(\omega)$ durch Division durch die Varianz gewonnen werden.

Bisher wurden nur stationäre Prozesse betrachtet, deren Struktur bekannt war, so daß die Kovarianz- bzw. Korrelationsfunktionen berechnet werden konnten. Die Erwartungswerte μ_1 und μ_2 und die Kovarianzen $\gamma(\tau)$ für $\tau = t_2 - t_1$ sind als Ensemble-Eigenschaften definiert. Sie beziehen sich auf jeweils unendlich viele Realisationen in den beiden fixen Zeitpunkten t_1 und t_2 des einen unterstellten stationären Prozesses.

In der Praxis der ökonomischen Zeitreihenanalyse ist im allgemeinen für jeden Zeitpunkt nur ein Wert, also eine Beobachtung einer der möglichen Realisationen der Elementarereignisse $\lambda \in L$ eines Prozesses mit unbekannter Struktur vorhanden. Unterstellt man, daß die Beobachtungen Werte einer einzigen Realisation des Prozesses sind, so stellt sich die Frage, ob und gegebenenfalls wie aus einer einzelnen Realisation Erwartungswerte und Kovarianzen des Prozesses ermittelt werden können. Nur wenn der Schluß von einer Realisation auf die Struktur des erzeugenden Prozesses durchführbar ist, können auf stationären stochastischen Prozessen aufgebaute Modelle zur Zeitreihenanalyse herangezogen werden. Gerade die stationären stochastischen Prozesse besitzen diese

Eigenschaft, die als Ergodizität¹⁾ bezeichnet wird.

Aus den für einen endlichen Zeitbereich definierten ersten und zweiten Momenten einer einzigen Realisation eines stationären stochastischen Prozesses:

$$\bar{m}_n = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n x(t) \quad \text{und} \quad k_n(\tau) = \frac{1}{n-\tau} \sum_{t=1}^{n-\tau} x(t) \cdot x(t-\tau)$$

ergeben sich als Grenzwerte die Momente der unendlichen Folge:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \bar{m}_n = m \quad \text{und} \quad \lim_{n \rightarrow \infty} k_n(\tau) = k(\tau) .$$

Ein von Birkhoff und Khintchin entwickelter Ergodensatz besagt, daß unter sehr allgemeinen, praktisch fast immer erfüllten Bedingungen die ersten und zweiten Momente im Ensemble- und Zeitbereich einander entsprechen:

$$m = \mu = E\{X(t)\} ; k(\tau) = \gamma(\tau) = E\{X(t) \cdot X(t-\tau)\} .$$

Eine notwendige und hinreichende Bedingung für die Mittelwert-Ergodizität und die Kovarianz-Ergodizität ist²⁾:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{\tau=1}^n k(\tau) = 0 .$$

Diese Bedingung ist erfüllt, wenn die Autokovarianz für Werte, die weiter auseinander-rücken, gegen Null geht, also weit auseinander liegende Werte voneinander unabhängig sind. Sie ist nicht erfüllt, wenn die Reihen wesentliche deterministische Komponenten enthalten.

Eine Anwendung stationärer stochastischer Modelle auf ökonomische Zeitreihen kann nur dann sinnvoll erfolgen, wenn diese keine deterministischen Komponenten (z. B. Trend, starre Saisonfigur) enthalten. Dies bedeutet, daß die Zeitreihen folgenden Mindestanforderungen genügen müssen:

-
- 1) Wolfgang Förster: a.a.O., S. 46.
Wolfgang Wetzel : a.a.O., S. 16.
C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 25.
 - 2) M.G. Kendall and A. Stuart: "The Advanced Theory of Statistics", Vol. 3, London 1966, S. 410.

1. Die Schwankungen erfolgen um einen zeitunabhängigen Mittelwert μ , d. h. die Zeitreihen dürfen keinen Trend im Mittelwert besitzen.
2. Die Zeitunabhängigkeit der Varianz erfordert, daß die Schwankungen um den Mittelwert weder gedämpft noch aufschaukelnd erfolgen¹⁾.
3. Die zeitunabhängige Autokovarianz ist nur gegeben, wenn die zyklischen Schwankungen sich in ihrer (mittleren) Frequenz und ihrem Amplitudenverhältnis zueinander nicht verändern; d. h. wenn z. B. am Anfang einer Zeitreihe vorwiegend langwellige Schwankungen und am Ende hauptsächlich kurzwellige Schwankungen den Verlauf der Zeitreihe prägen, ist die Kovarianzfunktion nicht mehr zeitunabhängig.

Die Voraussetzungen der Stationarität gelten für die theoretisch unendlichen Realisationen. Wie weit sie in einem praktischen Fall von einer endlichen ökonomischen Zeitreihe erfüllt sein müssen, (bzw. können) geht aus der Literatur nicht hervor. An den relativ kurzen ökonomischen Reihen lassen sich keine exakten Tests für alle Stationaritätsbedingungen durchführen. Lediglich Mittelwert und Varianz lassen sich durch Vergleich der Mittelwerte und Varianzen einzelner Reihenstücke grob auf Erfüllung der Stationaritätsvoraussetzung prüfen. Wegen der unbekannten wahren Struktur der Zufallsprozesse und der geringen Länge der vorhandenen Zeitreihen lassen sich keine Konfidenzintervalle definieren, die mit hoher Sicherheitswahrscheinlichkeit eine Entscheidung darüber erlauben, ob eine Zeitreihe als stationär oder nichtstationär anzusehen ist. Es bleibt im wesentlichen dem Analytiker überlassen, welche "Konfidenzgrenzen" er für die Beurteilung der einzelnen ökonomischen Zeitreihen annimmt.

Ein Ziel dieser Arbeit ist es daher, den Einfluß im Analysezeitraum beobachteter Abweichungen von den Stationaritätsbedingungen auf die spektralanalytischen Schätzwerte zu bestimmen. Es soll also der Frage nachgegangen werden, ob beobachtete "Sondereinflüsse" (von denen wegen der Kürze der Reihen nicht festgestellt werden kann, ob sie zufällige Abweichungen sind oder nicht) die Schätzwerte so verzerren, daß diese nicht mehr die im Analyseintervall durchschnittliche Struktur des die Reihe erzeugenden stationären Prozesses erkennen lassen, sondern die Struktur eines Prozesses, der überwiegend den beobachteten Abweichungen entspricht. Zu er-

¹⁾ M.G. Kendall and A. Stuart: a.a.O., S. 403.

warten sind solche Verzerrungen z. B. in den Spektren trendbereinigter Reihen, für die weder ein additives noch ein multiplikatives Modell der Komponentenzusammensetzung voll zutrifft, so daß die Voraussetzung der zeitunabhängigen Varianz der trendbereinigten Reihe nicht erfüllt ist.

2.3. ANALYSE VON ZEITREIHENPAAREN (KREUZSPEKTRALANALYSE)

Die Verallgemeinerung des eindimensionalen stochastischen Prozesses führt zu mehrdimensionalen stochastischen Prozessen - Vektoren von Zufallsfunktionen -

$$(1) \quad X(t) = \{X_1(t), X_2(t), \dots, X_k(t)\}.$$

Ein solcher Prozess ist stationär, wenn seine Elemente $X_h(t)$ stationäre stochastische Prozesse sind und außerdem die Kreuzkovarianzfunktionen

$$(2) \quad \gamma_{ij}(t_1, t_2) = E\{X_i(t_1) \cdot X_j(t_2)\}$$

zwischen je zwei Prozessen $X_i(t)$ und $X_j(t)$ nur von der Zeitdifferenz $t_2 - t_1 = \tau$, nicht aber von den Zeitpunkten t_1 und t_2 abhängen.

Je zwei stationäre stochastische Prozesse heißen stationär miteinander verbunden¹⁾ (stationär korreliert), wenn gilt:

$$(3) \quad \gamma_{ij}(t_1, t_2) = \gamma_{ij}(\tau) = E\{X_i(t) \cdot X_j(t+\tau)\}.$$

Ziel der Kreuzspektralanalyse ist es, die stationären Zusammenhänge zu analysieren, die zwischen zwei verschiedenen stationären Prozessen bestehen. Die Basis für die Kreuzspektralanalyse bilden die Kreuzkovarianzfunktionen $\gamma_{ij}(\tau)$, die ein Maß für die Stärke (Straffheit) des linearen Zusammenhanges zwischen den beiden Prozessen darstellen, wenn diese um unterschiedliche Zeitintervalle τ gegeneinander verschoben sind. Entsprechend den beiden möglichen Verschiebungsrichtungen $+\tau$ und $-\tau$ erhält man zwei Kovarianzfunktionen:

$$(3a) \quad \gamma_{ij}(\tau) = E\{X_i(t) \cdot X_j(t+\tau)\} \quad \text{und}$$

$$(3b) \quad \gamma_{ji}(\tau) = E\{X_j(t) \cdot X_i(t+\tau)\},$$

die man voneinander unterscheiden muß, da sie nicht die gleiche Symmetrieeigenschaft wie die Autokovarianzfunktionen $\gamma_{ii}(\tau) = \gamma_{ii}(-\tau)$ besitzen, sondern $\gamma_{ij}(\tau) = \gamma_{ji}(-\tau)$ ist.

1) Wolfgang Wetzels: a.a.O., S. 39 f.

Bezieht man die Kreuzkovarianzen $\gamma_{ij}(\tau)$ zweier Prozesse $X_i(t)$ und $X_j(t)$ auf die zugehörigen Autokovarianzen, so erhält man das Kreuzkorrelogramm:

$$(4) \quad \rho_{ij}(\tau) = \frac{\gamma_{ij}(\tau)}{\sqrt{\gamma_{ii}(0) \cdot \gamma_{jj}(0)}} .$$

Die Kreuzkovarianzfunktionen bilden zusammen mit den Autokovarianzfunktionen $\gamma_{ii}(\tau)$ und $\gamma_{jj}(\tau)$ die Kovarianzmatrix, die die Eigenschaften eines zweidimensionalen, stationären stochastischen Prozesses im Zeitbereich charakterisiert:

$$(5) \quad \Gamma(\tau) = \begin{pmatrix} \gamma_{ii}(\tau), & \gamma_{ij}(\tau) \\ \gamma_{ji}(\tau), & \gamma_{jj}(\tau) \end{pmatrix} .$$

Analog zur Spektraldarstellung der Autovarianz lassen sich die Kreuzkovarianzen in den Frequenzbereich übertragen. Die Fouriertransformierte der Kreuzkovarianzfunktion wird Kreuzspektraldichtefunktion oder kurz Kreuzspektrum genannt:

$$(6) \quad f_{ij}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \gamma_{ij}(\tau) e^{-i\omega\tau} .$$

Im allgemeinen ist $\gamma_{ij}(\tau) \neq \gamma_{ij}(-\tau)$, so daß $f_{ij}(\omega)$ eine komplexwertige Funktion ist:

$$(7) \quad f_{ij}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} [\gamma_{ij}(\tau) \cos(\omega\tau) - i \gamma_{ij}(\tau) \sin(\omega\tau)] .$$

Sie läßt sich in einen Realteil:

$$(8) \quad \text{Co}_{ij}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \gamma_{ij}(\tau) \cos(\omega\tau) ,$$

der als Kospektraldichtefunktion (kurz Kospektrum) bezeichnet wird, und einen Imaginärteil, der Quadratspektraldichtefunktion (kurz Quadratspektrum),

$$(9) \quad \text{Qu}_{ij}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} i \gamma_{ij}(\tau) \sin(\omega\tau)$$

zerlegen. Das Kospektrum beschreibt die Beziehungen, die zwischen den in Phase liegenden Komponenten der beiden Prozesse bestehen, während das Quadratspektrum die Zusammenhänge zwischen den um

90° phasenverschobenen Komponenten angibt. Nach einigen Umformungen lassen sich Realteil und Imaginärteil wie folgt schreiben:

$$Co_{ij}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \{ \gamma_{ij}(0) + \sum_{\tau=1}^{\infty} [\gamma_{ij}(\tau) + \gamma_{ji}(\tau)] \cos(\omega\tau) \}$$

$$Qu_{ij}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \{ \gamma_{ij}(0) + \sum_{\tau=1}^{\infty} [\gamma_{ij}(\tau) - \gamma_{ji}(\tau)] \sin(\omega\tau) \}.$$

Ein zweidimensionaler, stationärer stochastischer Prozeß $\{X_i(t), X_j(t)\}$ läßt sich im Frequenzbereich durch seine vier Spektraldichtefunktionen beschreiben, die zusammen eine Matrix bilden, die der Kovarianzmatrix entspricht:

$$(10) \quad D(\omega) = \begin{pmatrix} f_{ii}(\omega), & f_{ij}(\omega) \\ f_{ji}(\omega), & f_{jj}(\omega) \end{pmatrix}$$

Diese Matrix besitzt zwei für die Schätzung der Spektren nützliche Eigenschaften, sie ist hermitisch und nicht negativ definit¹⁾.

Unter der Voraussetzung, daß die Amplituden der Komponenten verschiedener Frequenzen eines Prozesses nicht miteinander korreliert sind und ebenfalls Unabhängigkeit von den Amplituden der jeweils anderen Frequenzen des zweiten Prozesses besteht, reduziert sich der Zusammenhang zwischen den beiden Prozessen auf die Beziehungen, die zwischen den Komponenten gleicher Frequenz bestehen. Für den Fall $\tau=0$ hat die Kreuzkovarianz $\gamma_{ij}(0)$ die Spektraldarstellung: $\gamma_{ij}(0) = 2 \int_0^{\pi} Co_{ij}(\omega) d\omega$. Sie gibt die Beiträge der Frequenzbänder von ω bis $\omega+d\omega$ zur gesamten Kovarianz der beiden nicht gegeneinander verschobenen Prozesse an, bzw. sie stellt die Verteilung der Kreuzkovarianz im Frequenzbereich dar. Da sich das Quadratspektrum nicht in einer ähnlich einfachen Weise interpretieren läßt, sind aus den Elementen der Kreuzspektraldichte-Matrix einige Meßzahlen zur Bestimmung von Assoziationen zwischen entsprechenden Komponenten der beiden Prozesse entwickelt worden. Sie sind äquivalent zu den üblichen Maßen in der Regressions- und Korrelationsrechnung aufgebaut. Eine komplexe Größe kann durch ihren Betrag und den Phasenwinkel beschrieben werden:

1) Anmerkung: hermitisch bedeutet: $(D(\omega))^* = D(\omega)$, wobei $(D(\omega))^*$ die transponierte Matrix darstellt.
Nicht negativ definit bedeutet: Die Determinante: $|D(\omega)| \geq 0$.

$$(11) \quad f_{ij}(\omega) = A_{ij}(\omega) \cdot e^{i\phi(\omega)}.$$

Der Betrag ist definiert als:

$$(12) \quad |f_{ij}(\omega)| = A_{ij}(\omega) = \sqrt{Co_{ij}^2(\omega) + Qu_{ij}^2(\omega)}$$

und der Phasenwinkel als:

$$(13) \quad \phi_{ij}(\omega) = \arctan \frac{Qu_{ij}(\omega)}{Co_{ij}(\omega)}.$$

Die Funktion $A_{ij}(\omega)$ wird als Kreuzamplitudenspektrum bezeichnet. Sie beschreibt, wie die Amplituden der Komponenten gleicher Frequenz der beiden Prozesse zusammenhängen. Allerdings kann aus ihr nicht abgelesen werden, mit welchem Faktor die Amplitude des einen Prozesses zu multiplizieren ist, um die entsprechende Amplitude des anderen Prozesses zu erhalten. Analog zum Regressionskoeffizienten zwischen zwei Reihen definiert man das Verhältnis der Amplitude des Kreuzspektrums zur Spektraldichte des Prozesses, der als unabhängiger oder erklärender Prozeß angesehen wird, als

$$(14) \quad G_{ij}(\omega) = \frac{|f_{ij}(\omega)|}{f_{ii}(\omega)} = \frac{A_{ij}(\omega)}{f_{ii}(\omega)}$$

$$G_{ji}(\omega) = \frac{|f_{ji}(\omega)|}{f_{jj}(\omega)} = \frac{A_{ji}(\omega)}{f_{jj}(\omega)}.$$

Diese Maßzahl wird als "Gain" bezeichnet. Betrachtet man $G_{ij}(\omega) \cdot X_i(\omega)$ als Schätzfunktion für $X_j(\omega)$, so könnte man folgendes Regressionsmodell formulieren:

$$(15) \quad X_j(\omega) = G_{ij}(\omega) \cdot X_i(\omega) + U.$$

Ein solches Modell läßt sich aber in der ökonomischen Anwendung nur selten sinnvoll interpretieren, zumal vorher zu prüfen wäre, ob kausale Zusammenhänge hinter den festgestellten formalen Beziehungen stehen.

Aus den beiden Gains $G_{ij}(\omega)$ und $G_{ji}(\omega)$ läßt sich im Frequenzbereich eine Maßzahl ableiten, die dem Bestimmtheitsmaß äquivalent ist.

$$(16) \quad K_{ij}^2(\omega) = \frac{|f_{ij}(\omega)|^2}{f_{ii}(\omega) \cdot f_{jj}(\omega)} = G_{ij}(\omega) \cdot G_{ji}(\omega).$$

$K_{ij}(\omega)$ wird als Kohärenz bezeichnet. Sie ist ein Maß für den stochastischen Zusammenhang zwischen entsprechenden Komponenten zweier Prozesse. Da die Kreuzspektraldichte-Matrix $D(\omega)$ nicht negativ definit ist und gilt:

$$(17) \quad f_{ii}(\omega) \cdot f_{jj}(\omega) \geq |f_{ij}(\omega)|^2,$$

folgt für die Kohärenz, daß sie nur Werte zwischen 0 und 1 annehmen kann.

Neben den drei Größen Amplitude, Gain und Kohärenz, die in mehr oder weniger grober Annäherung Art und Stärke des (formalen) Zusammenhanges zwischen entsprechenden Komponenten der beiden Prozesse darstellen, kann aus den beiden komplexwertigen Kreuzspektraldichtefunktionen $f_{ij}(\omega)$ und $f_{ji}(\omega)$ die Differenz $\phi_{ij}(\omega)$ zwischen den beiden Phasenwinkeln berechnet werden, die die Phasenverschiebung zwischen entsprechenden Komponenten der beiden Prozesse anzeigt:

$$(18) \quad \phi_{ij}(\omega) = \arctan \frac{\operatorname{Qu}_{ij}(\omega)}{\operatorname{Co}_{ij}(\omega)}.$$

$\phi_{ij}(\omega)$ wird als Phasendifferenzspektrum (kurz Phasenspektrum) bezeichnet. Die Definition hat den Nachteil, daß sie nicht eindeutig ist, da der $\arctan x$ nur für Argumente zwischen $-\frac{\pi}{2}$ und $\frac{\pi}{2}$ definiert ist. Eine Verschiebung um ganzzahlige Vielfache von π wird nicht berücksichtigt, so daß besonders bei hohen Frequenzen nicht sicher ist, ob nicht Vielfache von π addiert werden müssen, um die wahre Phasenverschiebung zu erhalten. Aus der im Winkel- oder Bogenmaß gemessenen Phasendifferenz erhält man die zeitliche Verschiebung der entsprechenden Komponenten, indem man $\phi_{ij}(\omega)$ auf die Kreisfrequenz ω bezieht. Der Quotient

$$(19) \quad \tau_{ij}(\omega) = \frac{\phi_{ij}(\omega)}{\omega}$$

hat die Dimension |Zeit|. Ist die Phasenverschiebung $\phi_{ij}(\omega)$ positiv, so eilt die Komponente der Frequenz ω des Prozesses $X_i(t)$ der entsprechenden Komponente des Prozesses $X_j(t)$ voraus. Die Komponente des Prozesses $X_i(t)$ besitzt einen Lead gegenüber der entsprechenden Komponente von $X_j(t)$. Für negative $\tau_{ij}(\omega)$ spricht man von einem Lag des Prozesses $X_i(t)$.

An dem Quotienten $\frac{\phi_{ij}(\omega)}{\omega}$ kann man sich leicht die beiden Grenzfälle, eine konstante Zeitverschiebung und eine konstante Phase, für alle Komponentenpaare der beiden Prozesse verdeutlichen. Ist der Quotient konstant, so muß $\phi_{ij}(\omega)$ proportional mit ω zunehmen, während bei einer konstanten Phase die zeitliche Verschiebung $\tau_{ij}(\omega)$ mit wachsender Frequenz abnimmt. Ökonomisch ist nur die konstante zeitliche Verschiebung leicht zu interpretieren, denn dann besteht die Verschiebung zwischen den beiden Prozessen. In der Praxis wird eine solche starre Beziehung nur selten auftreten, so daß man in den meisten Fällen nur die Phasenverschiebungen zwischen Komponentenpaaren einzelner Frequenzbänder bzw. relativ schmaler Frequenzbereiche interpretieren kann. Diese Tatsache ist in empirischen Untersuchungen immer zu beachten, besonders wenn nur einzelne Komponenten (z. B. Wachstumsraten, erste Differenzen usw.) analysiert werden. Eine generelle Aussage wie z. B.: "der Index des Auftragseingangs eilt dem Index der industriellen Nettoproduktion um 5 Monate voraus", ist praktisch unmöglich.

Abbildung 1c:

Konstante Zeitverschiebung

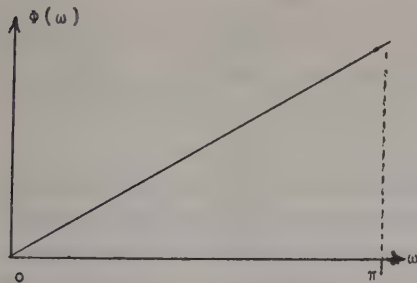
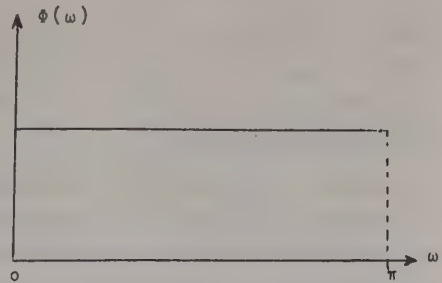


Abbildung 1d:

Konstanter Phasenwinkel



3. SPEKTRALANALYTISCHE SCHÄTZFUNKTIONEN

Im Anschluß an die kurze Darstellung der theoretischen Grundlagen stationärer Prozesse soll nun gezeigt werden, welche Probleme bei der praktischen Durchführung von Spektralschätzungen aus empirischen Zeitreihen auftreten. Zunächst ist zu beachten, daß alle wirtschaftlichen Zeitreihen aus einer beschränkten Anzahl von Werten bestehen, die an einzelnen Zeitpunkten bzw. über kurze Zeiträume ermittelt wurden. Es handelt sich also um endliche diskrete Reihen. Da die Zeitabstände zwischen den Messungen ungefähr gleich

sind (Variation der Monatslänge, Schaltjahre usw.), werden sie als äquidistante Reihen angesehen. Um die Theorie stationärer stochastischer Prozesse zur Schätzung heranziehen zu können, wird von den ökonomischen Zeitreihen, bzw. den aus ihnen im wesentlichen durch Filterung gewonnenen "bereinigten" Reihen, Wachstumsraten, Differenzen oder gleitenden Durchschnitten angenommen, daß sie jeweils ein Ausschnitt aus einer Realisation eines reellen stationären Prozesses mit stetiger Spektraldichtefunktion seien. Nur unter dieser stark vereinfachenden Annahme lassen sich die Eigenschaften stationärer Prozesse zur Schätzung der Spektren empirischer Reihen heranziehen.

3.1. SCHÄTZFUNKTION DER AUTOKOVARIANZ

Wie bereits unter 2.2. gezeigt wurde, baut die Spektralanalyse auf den Autokovarianzen auf. Aus einer einzelnen Realisation lassen sich die Autokovarianzen nur schätzen, wenn der Prozeß als ergodisch angesehen werden kann. Die notwendige und hinreichende Bedingung:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{\tau=1}^n \gamma(\tau) = 0$$

kann an einer endlichen Reihe nicht geprüft werden. Deshalb werden die folgenden nur hinreichenden Bedingungen formuliert, deren Gültigkeit in vielen Fällen aus substanzwissenschaftlichen Gründen gegeben sein dürfte¹⁾.

1. Gibt es zu jeder beliebigen Größe $\epsilon > 0$ ein τ_0 , so daß $|\gamma(\tau)| < \epsilon$ ist für alle $|\tau| > \tau_0$, dann ist der Prozeß $\{X(t)\}$ ergodisch im Mittelwert. Diese Bedingung verlangt, daß die Merkmalswerte der ökonomischen Variablen, die um mindestens τ_0 Zeiteinheiten auseinanderliegen, nicht miteinander korreliert sind.
2. Der Prozeß $\{X(t)\}$ ist Kovarianz-ergodisch, wenn für jedes $\epsilon > 0$ ein τ_0 existiert, so daß $C_z(t_1, t_2) < \epsilon$ ist für alle t_1, t_2 mit $|t_1 - t_2| > \tau_0$. $C_z(t_1, t_2)$ ist die Kovarianzfunktion des Prozesses $\{Z(t)\} = \{X(t+\tau) \cdot X(t)\}$.

¹⁾ Peter Naeve: a.a.O., S. 16/17.

Es wird also verlangt, daß die Korrelation zwischen den Kovarianzen des Prozesses $X(t)$ mit zunehmender Verschiebung τ gegen Null geht. Die Kovarianzen dürfen also keine deterministische Komponente enthalten. Sind diese Ergodizitätsbedingungen erfüllt, dann kann man die Autokovarianzen aus einer endlichen Zeitreihe der Länge n schätzen. Unter der Annahme, daß der Mittelwert $\bar{x}=0$ ist, erhält man die Schätzfunktion

$$(1) \quad \gamma(\tau) = \frac{1}{d} \sum_{t=1}^{n-\tau} x(t+\tau) \cdot x(t).$$

In der Literatur bestehen kontroverse Auffassungen über die Wahl des Divisors d . Benutzt man $d=n-\tau$, so erhält man unverzerzte Schätzwerte, während für $d=n$ verzerrte Schätzwerte berechnet werden, die aber als Funktion von τ positiv definit¹⁾ sind, also die gleiche Eigenschaft besitzen wie die unbekannte Autokovarianzfunktion²⁾. Die von P. Naeve durchgeführten Simulationen haben gezeigt, daß die Wahl des einen oder anderen Divisors d für Werte von n und τ , die den in empirischen Untersuchungen auftretenden Größen entsprechen, die Schätzwerte nicht wesentlich beeinflussen³⁾. Den folgenden Überlegungen und Berechnungen liegt deshalb die Gleichung:

$$(2) \quad \gamma(\tau) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-\tau} x(t) \cdot x(t+\tau)$$

zugrunde.

Bevor die Autokovarianzen geschätzt werden können, muß noch die Länge dieser Funktion, die maximale Verschiebung $\tau_{\max}=M$ (maximale Lag-Länge)⁴⁾ festgelegt werden. Theoretisch könnten die Autokovarianzen für $\tau=0,1,\dots,n-1$ berechnet werden, doch ist dies nicht sinnvoll, weil die Zeitreihenwerte ab einer Grenze τ_0 praktisch unkorreliert sein sollen (vgl. die hinreichende Bedingung für die Mittelwert-Ergodizität). Außerdem enthalten Schätzwerte $\gamma(\tau)$ mit τ

1) Vgl. zur Definität z. B. Sigmar Stöppler: "Mathematik für Wirtschaftswissenschaftler", UTB Bd. 186, Opladen 1972, S. 165 f.

2) Peter Naeve: a.a.O., S. 41/43.

3) Peter Naeve: a.a.O., S. 42.

4) Andere Bezeichnungen sind: "cut-off-point", C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 61 und "truncation point".

in der Größenordnung von n nur wenig Information über die Struktur des Prozesses, da nur noch $n-1$ Wertepaare in die Schätzung eingehen. In der Literatur findet man Obergrenzen für M zwischen $0.1n$ bis $0.4n$. Einen relativ großen Wert mit $M \leq n/3$ gibt Granger¹⁾ an, doch gehen in den letzten Schätzwert $\gamma(M)2n/3$ Wertepaare ein, so daß auch hier die Struktur des Prozesses hinreichend gut erfaßt wird. Diese Größenordnung für M benötigt man zur Analyse der Schwankungskomponenten mit einer Periodenlänge von 4-6 Jahren in Zeitreihen mit einer Länge von ca. 20 Jahren, wie sie für die BRD nach dem Zweiten Weltkrieg verfügbar sind. Die Anzahl der zu schätzenden Kovarianzen und ihr Informationsgehalt sind nicht nur von der Länge der Zeitreihe, sondern auch von den zeitlichen Abständen zwischen den Beobachtungen abhängig. Die aus äquidistanten Meßwerten bestehenden Zeitreihen enthalten keine direkte Information über Schwankungen, deren Periodenlänge geringer als der doppelte Meßabstand ist. Die kleinste in den Kovarianzen analysierbare Periode beträgt $2 \cdot \Delta t$. Übertragen in den Frequenzbereich folgt daraus, daß die höchste Frequenz, die als Nyquist-Frequenz bezeichnet wird²⁾, den Wert $\pi/\Delta t$ hat. Im allgemeinen setzt man $\Delta t=1$, so daß der Nyquist-Frequenz π entspricht. Der Frequenzbereich, für den Schätzwerte ermittelt werden können, wird damit auf das Intervall $(0, \pi)$ reduziert.

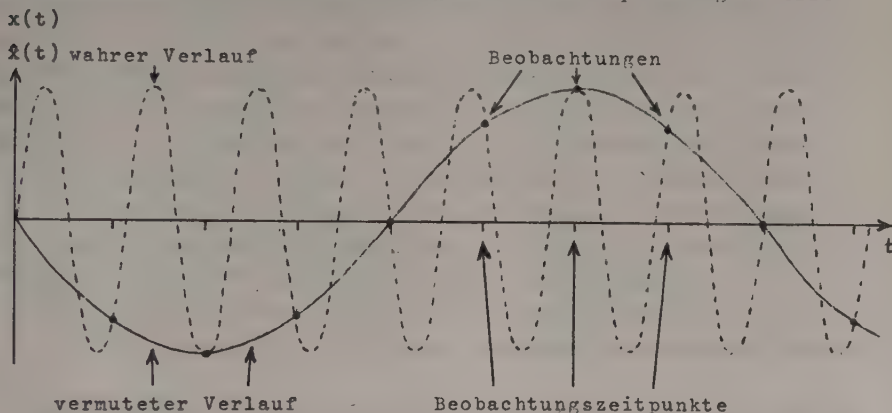
Die Kovarianzen und Spektren können verfälscht sein, wenn die Zeitreihen starke kurzwellige Schwankungen enthalten. Sind ganzzahlig im doppelten Meßabstand enthaltene Schwankungen vorhanden, so kann der Beitrag der mit $2\Delta t$ periodischen Komponente zur Gesamtvarianz sowohl über- als auch unterschätzt werden, je nachdem welche Phase der kurzwelligen Schwankung erfaßt wird. Aber auch Bewegungen, die nicht ganzzahlig im doppelten Meßabstand enthalten sind, können sich auf die Schätzwerte auswirken. Sie täuschen eine langwellige Bewegung vor, die davon abhängt, welche Phase in den Beobachtungszeitpunkten erfaßt wird. Dieser Effekt wird als "aliasing"³⁾ bezeichnet.

1) C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 61.

2) C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 46.

3) Vgl. W. Wetzels: "Hinweise auf einige theoretische Grundlagen ...", a.a.O., S. 30.
Karl Stumpff: a.a.O., S. 45.

Abbildung 1e: Vortäuschung ("aliasing") einer langen Welle durch äquidistante Messungen einer kurzperiodigen Welle



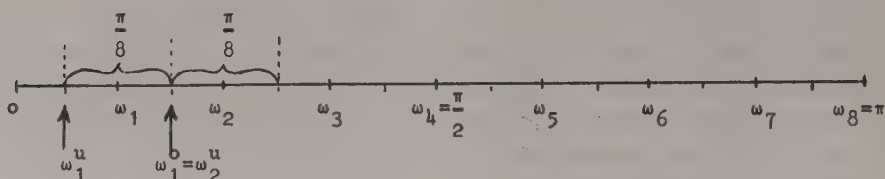
Als Beispiel für eine solche Verzerrung der Schätzwerte führen C.W.J. Granger und M. Hatanaka¹⁾ das Spektrum der Reihe "monthly mid-range of Woolworth stock prices" von Januar 1946 bis Dezember 1960 an. Sie deuten die hohe Spektraldichte für das Frequenzband um $\omega = \frac{42 \cdot \pi}{60}$, das entspricht einer mittleren Periodenlänge von 2,86 Monaten, als aliasing-Effekt, der auf der Existenz eines starken Wochenzyklus beruht (vgl. Abb. 17).

Ein Vergleich der Spektren zweier Zeitreihen mit verschiedenen Beobachtungsabständen Δt (z. B. Monats- und Quartalsdaten) ist nur dann einfach durchzuführen, wenn nicht beide Spektren auf das Intervall $(0, \pi)$ bezogen sind. Ordnet man der Frequenz π die Nyquist-Frequenz der Monatsdaten zu, so entspricht der höchsten analysierbaren Frequenz der Quartalsdaten die Frequenz $\pi/3$. Das Spektrum der Quartalsdaten ist also auf den Frequenzbereich $(0, \pi/3)$ zusammengedrängt. Bleibt die Anzahl der Schätzwerte gleich, so liegen sie dichter zusammen. Diese größere Dichte ist aber nur möglich, wenn die Kovarianz über den dreifachen Zeitraum geschätzt wird. Eine solche Verlängerung steht aber im Widerspruch zu der Annahme abnehmender Korrelation zwischen Wertepaaren, die zeitlich weiter auseinander-rücken.

¹⁾ C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 69.

Die Länge der Kovarianzreihe $r_{\max} = M$ begrenzt das Auflösungsvermögen des Spektrums im Niederfrequenzbereich, denn Schwankungen mit Periodenlängen, die größer als die doppelte Länge der Kovarianzreihe sind, lassen sich nicht eindeutig von nichtperiodischen Komponenten (Trend) trennen. Die niedrigste Frequenz, für die eine Spektraldichte geschätzt werden sollte, beträgt als $\omega = \frac{\pi}{M}$. In Spektralanalysen wird das Frequenzintervall $(0, \pi)$ gewöhnlich in m Frequenzbänder gleicher Breite $(\frac{\pi}{m})$ eingeteilt und für die $m+1$ Frequenzen $(\omega_i = \frac{i\pi}{m}, i=0, 1, \dots, m)$ werden die Spektraldichten geschätzt. In der folgenden Arbeit ist die Anzahl der Frequenzbänder m stets gleich der Länge M der Kovarianzreihe, um die maximale Auflösung im Niederfrequenzbereich zu erzielen.

Aufteilung des Frequenzbereiches $(0, \pi)$ in 8 Frequenzbänder:



Die folgende Übersicht zeigt für $M=60$ [Monate], wie die Transformation der gleich breiten Frequenzbänder in den Zeitbereich sehr unterschiedlich breite Periodenintervalle liefert. Der niedrigsten zentralen Frequenz $\omega_1 = \pi/60$ entspricht die Periodenlänge $p_1 = 2\pi/\omega_1 = 2M = 120$ [Monate]. Die Periodenlängen für die Grenze des zugehörigen Frequenzbandes betragen 240 und 80 Monate. In dieses Frequenzband fallen also alle Schwankungen mit Perioden zwischen 6.67 Jahren und 20 Jahren. Auch das zweite Frequenzband, dessen zentraler Frequenz eine Periodenlänge von 5 Jahren entspricht, ist im Zeitbereich noch recht breit, denn es umfaßt alle Schwankungen mit Perioden zwischen 4 und 6.67 Jahren. In diesem Bereich liegen auch jene Schwankungen, die für die Zeit von 1950 bis 1970 als Konjunkturschwankungen bezeichnet werden. Die Analyse der Schätzwerte für dieses Frequenzband wird im Mittelpunkt dieser Arbeit stehen.

i	$\omega_i = \frac{\pi \cdot i}{60}$	$p_i^u = \frac{4M}{2i+1}$	$p_i = \frac{2M}{i}$	$p_i^e = \frac{4M}{2i-1}$	$p_i^o - p_i^u = \frac{8M}{4i^2 - 1}$
0	0	240	∞	∞	∞
1	$\pi/60$	80	120	240	160
2	$\pi/30$	48	60	80	32
3	$\pi/20$	34.3	40	48	13.7
5	$\pi/12$	21.82	24	26.67	4.85
10	$\pi/6$	11.43	12	12.63	1.2
40	$2\pi/3$	2.963	3	3.038	0.075
60	π	1.983	2	2.017	0.034

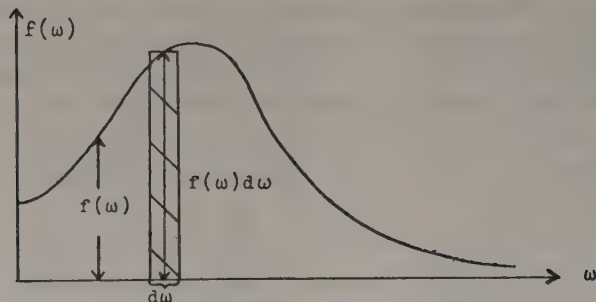
In dieser Aufteilung des Frequenzbereiches, die formal dem Konzept der harmonischen Analyse entspricht, sind die zentralen Frequenzen und die Breite der Frequenzbänder von der gewählten Länge der Kovarianzreihe abhängig. Eine Verlängerung der Kovarianzreihe (bei konstantem Meßabstand) ermöglicht zwar Schätzwerte für niedrigere Frequenzen und schmalere Frequenzbänder, jedoch ist aus den oben genannten Gründen eine beliebige Verlängerung der Kovarianzfolge unmöglich.

Grundsätzlich sind auch andere Aufteilungen des Frequenzbereiches denkbar. Welche Wirkungen eine feinere oder grobere Aufteilung des Intervalls $(0, \pi)$ hat, bzw. wie sich ungleiche Bandbreiten auswirken, wird bei der Darstellung der Schätzfunktion für die Spektraldichte deutlich werden.

3.2. SCHÄTZFUNKTION FÜR DIE SPEKTRALDICHT

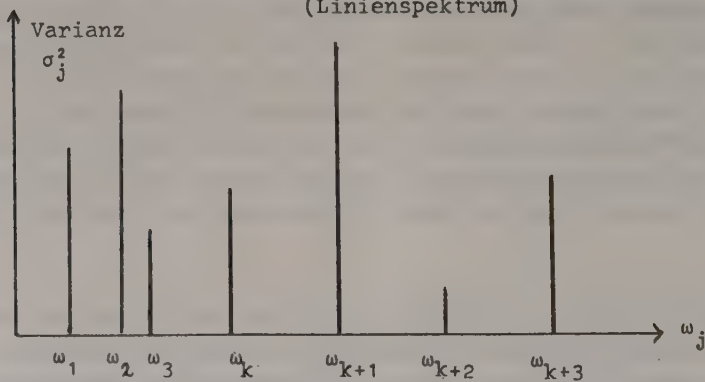
Die geschätzte Spektraldichtefunktion ist sowohl von der Länge der Autokovarianzfunktion als auch von den zeitlichen Abständen der Meßwerte abhängig. Analog zur Stichprobentheorie gilt auch für die Spektraldarstellung diskreter endlicher Zeitreihen, daß aus ihnen nicht unendlich viele Schätzwerte, die über einem Kontinuum dicht liegen, ermittelt werden können. Die Spektraldichtefunktion kann daher nur durch eine endliche Reihe approximiert werden.

Abbildung 2a: Spektraldichte eines stochastischen Prozesses



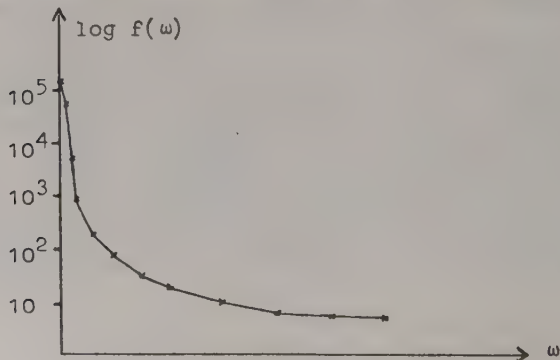
Vergl.: W.Wetzel a.a.O. S.26

Abbildung 2b: Theoret. Spektraldichte eines harmonischen Prozesses (Linienspektrum)



Vergl.: W.Wetzel: a.a.O. S.27

Abbildung 3: Geschätzte Spektraldichte eines linearen Trends



Quelle: C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O. S.131

Geht man von Gleichung (2) aus und setzt diese in (6) aus 2.2. ein, so ergibt sich für das Spektrum:

$$(3) \quad I_n(\omega) = \frac{1}{2\pi} (\gamma_{ii}(0) + 2 \sum_{\tau=1}^{n-1} \gamma_{ii}(\tau) \cdot \cos(\omega\tau)) .$$

Diese Spektralschätzung, häufig als ungeglättetes Spektrum bezeichnet, ist mit dem Periodogramm identisch, wie es bereits A. Schuster¹⁾ 1898 verwendet hat:

$$(4) \quad I_n(\omega) = \frac{1}{2\pi n} \left[\sum_{t=1}^n X(t) e^{i\omega t} \right]^2 \quad 2)$$

Für diese Schätzfunktion ist jedoch nachgewiesen worden, daß sie zwar asymptotisch erwartungstreu:

$$(5) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} E[I_n(\omega)] = f_{ii}(\omega) ,$$

aber nicht konsistent ist, da die Varianz von der Anzahl der Beobachtungen unabhängig ist und daher nicht gegen Null konvergiert, wenn n erhöht wird.

$$(6) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}[I_n(\omega)] = (f_{ii}(\omega))^2$$

Das Periodogramm ist daher als Schätzfunktion für das Spektrum nicht geeignet. Zu konsistenten Schätzfunktionen gelangt man durch Bildung gewichteter Durchschnitte des ungeglätteten Spektrums. Zu diesem Zweck wird die Autokovarianzfunktion mit einer Gewichtsfunktion $G(\tau)$ multipliziert, so daß für das Spektrum die Schätzfunktion:

$$(7) \quad \hat{f}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left(G(0) \cdot \gamma(0) + 2 \sum_{\tau=1}^M G(\tau) \cdot \gamma(\tau) \cdot \cos(\omega\tau) \right)$$

entsteht. Die Bestimmung möglichst effizienter Gewichtungsfunktionen nimmt einen breiten Raum in der Literatur ein, doch läßt sich keine Gewichtungsfunktion angeben, die unter allen Gesichtspunkten optimal ist. Allgemein sollen die Gewichtsfunktionen folgende Eigenschaften besitzen: $G(\tau) = G(-\tau)$ für $\tau \leq M$

$$G(0) = 1$$

$$G(\tau) = 0 \quad \text{für } \tau > M .$$

¹⁾ A. Schuster: "On the Investigation of Hidden Periodicities", in: Terrestrial Magnetism, Vol. 3, 1898, pp 13-41.

²⁾ Vgl. hierzu: C.W.J. Granger and M. Hatanaka, a.a.O., S. 42 f, E.J. Hannan: "Time Series Analysis", a.a.O., S. 52 f. U. Grenander und M. Rosenblatt: a.a.O., S. 91 ff.

Es handelt sich also um geradsymmetrische Funktionen, die im Intervall $(-M, M)$ Werte zwischen 0 und 1 annehmen können. Für alle Werte außerhalb dieses Intervalls ist die Funktion identisch Null, so daß die Autokovarianzfunktion auf dieses Intervall beschränkt ist. Die Funktionen $G(\tau)$ werden als Kovarianz-Fensterfunktionen oder Lag-Fenster bezeichnet. Sie bewirken, daß gewogene Durchschnitte der Spektraldichte als Schätzwerte für die unbekannte Spektraldichte der einzelnen Frequenzbänder berechnet werden. Das Spektrum wird geglättet. Die Gewichte für die einzelnen Spektraldichten des ungeglätteten Spektrums (des Periodogramms) sind durch die Fouriertransformierte $H(\omega)$ des Lag-Fensters $G(\tau)$ bestimmt:

$$(8) \quad H(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-M}^M G(\tau) \cos(\omega\tau) .$$

$H(\omega)$ wird als Spektralfenster bezeichnet.

Mit den Eigenschaften des Lag-Fensters sind die Eigenschaften des Spektralfensters festgelegt und umgekehrt.

$$(I) \quad G(\tau) = G(-\tau) \quad H(\omega) = H(-\omega)$$

$$(II) \quad \int_{-\pi}^{\pi} H(\omega) d\omega = G(0) = 1$$

$$(III) \quad \lim_{M \rightarrow \infty} H(\omega) = S(\omega) .$$

Aus den Eigenschaften I bis III folgt, daß die Spektralfenster geradsymmetrische, auf 1 normierte Funktionen sind, die sich in Abhängigkeit von der Anzahl der in der Schätzung verwendeten Kovarianzen einer Deltafunktion nähern; also mit wachsendem M wird das Maximum immer größer und der von Null verschiedene Bereich von $H(\omega)$ immer schmaler.

Entscheidend für die Qualität eines Spektralfensters bzw. seine Eignung für eine spezielle Analyse sind:

1. Die Breite des Spektralfensters gibt an, ein wie breites Frequenzintervall in die Schätzfunktion für die Spektraldichte $\hat{f}(\omega)$ einbezogen wird. Als Maß wird gewöhnlich die Bandbreite benutzt, für die sich in der Literatur verschiedene Definitionen finden. Hier wird sie als Breite eines Rechtecks definiert, das mit der Höhe des Maximums von $H(\omega)$ die gleiche Fläche wie $H(\omega)$ besitzt.

2. Die Anzahl und Höhe der Nebenmaxima zeigen an, in welchem Ausmaß weiter entfernte Frequenzbereiche die Schätzwerte beeinflussen können.
3. Die Existenz negativer Werte $H(\omega)$ läßt erkennen, ob durch die Glättung negative Schätzwerte für eine positive Größe erzeugt werden können.

Diese drei Aspekte lassen sich anschaulicher an der Gegenüberstellung der beiden gebräuchlichsten Gewichtungsfunktionen - der Parzen-Gewichtungsfunktion und der Tukey-Hanning-Gewichtungsfunktion¹⁾ erläutern.

1. Tukey-Hanning-Gewichte (Lag-Fenster)

$$(9) \quad G_1(\tau) = \begin{cases} 0.5 \cdot (1 + \cos \frac{\pi \cdot \tau}{M}) & \text{für } |\tau| \leq M \\ 0 & \text{für } |\tau| > M \end{cases}$$

mit dem Spektralfenster:

$$(10) \quad H_1(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left[\frac{1}{4} \frac{\sin(M+0.5)(\omega - \frac{\pi}{M})}{\sin 0.5(\omega - \frac{\pi}{M})} + \frac{1}{2} \frac{\sin(M+0.5)\omega}{\sin 0.5\omega} + \frac{1}{4} \frac{\sin(M+0.5)(\omega + \frac{\pi}{M})}{\sin 0.5(\omega + \frac{\pi}{M})} \right]$$

2. Parzen-Gewichte

$$(11) \quad G_2(\tau) = \begin{cases} 1 - 6(\frac{\tau}{M})^2 + 6(\frac{|\tau|}{M})^3 & \text{für } |\tau| < 0.5M \\ 2(1 - (\frac{|\tau|}{M})^3) & \text{für } 0.5M \leq |\tau| \leq M \\ 0 & \text{für } |\tau| > M \end{cases}$$

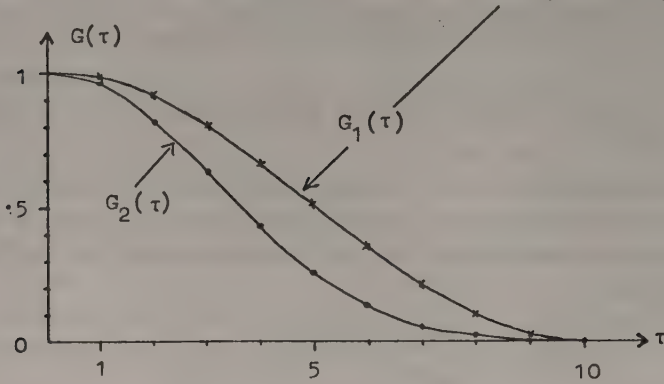
mit dem Spektralfenster:

$$(12) \quad H_2(\omega) = \frac{3}{8\pi M^3} \left[\frac{\sin \frac{1}{4}\omega M}{\sin \frac{1}{4}\omega} \right]^4$$

Aus Abbildung 5 läßt sich sofort erkennen, daß der Frequenzbereich, über den ein gewichteter Durchschnitt gebildet wird, für das Tukey-Hanning-Fenster schmäler ist als für das Parzen-Fenster. Allerdings besitzt das Tukey-Hanning-Fenster Nebenmaxima und -minima, die im Parzen-Fenster nicht auftreten.

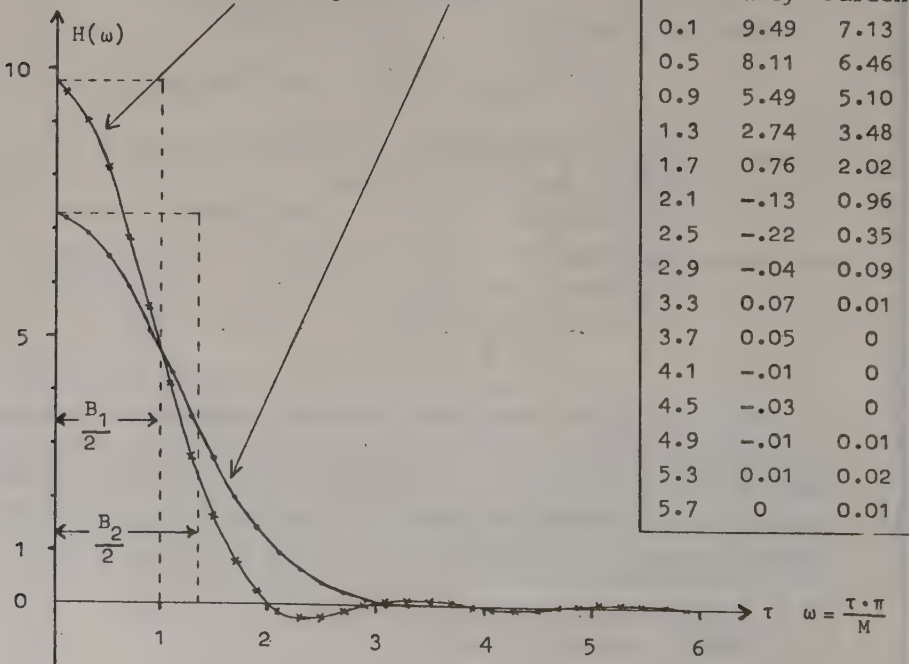
¹⁾ W. Wetzels: a.a.O., S. 33, E. Gröhn: a.a.O., S. 56,
P. Naeve : a.a.O., S. 31.

Abbildung 4: Gewichtsfunktionen nach Tukey-Hanning und Parzen



τ	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
G_1	1	.967	.905	.794	.655	.500	.345	.206	.095	.024	0
G_2	1	.946	.808	.622	.424	.250	.128	.054	.016	.002	0

Abbildung 5: Spektralfenster für $M=60$ nach Tukey-Hanning und Parzen



Die Bandbreiten und entsprechenden Frequenzintervalle der beiden Spektralfenster betragen¹⁾:

Spektral-Fenster	Bandbreite	Frequenzintervall
Tukey-Hanning	$B_1 = \frac{2\pi}{M}$	$\omega - \frac{\pi}{M} \leq \omega \leq \omega + \frac{\pi}{M}$
Parzen	$B_2 = \frac{8\pi}{3M}$	$\omega - \frac{4\pi}{3M} \leq \omega \leq \omega + \frac{4\pi}{3M}$

Als weitere Maße zur Beurteilung der Lag- und Spektral-Fenster dienen die Varianz der Spektralschätzfunktion und die Anzahl der Freiheitsgrade ν einer χ^2 -Verteilung, der die Schätzfunktion der Spektraldichte approximativ folgt²⁾.

Für die Varianz der Spektralschätzfunktion gilt asymptotisch:

$$(13) \quad \text{Var} \left[\hat{f}_{ii}(\omega) \right] = \frac{2\pi}{n} (f_{ii}(\omega))^2 \int_{-\pi}^{\pi} (H(\omega))^2 d\omega$$

$$= \frac{1}{n} (f_{ii}(\omega))^2 \cdot \sum_{\tau=-M}^M (H(\tau))^2 \quad \text{für } \omega \neq 0, \pm\pi.$$

Für $\omega=0, \pm\pi$ verdoppelt sich $\text{Var} \left[\hat{f}_{ii}(\omega) \right]$.

Die Zufallsvariable $\frac{\nu \cdot \hat{f}_{ii}(\omega)}{f_{ii}(\omega)}$ folgt näherungsweise einer χ^2 -Verteilung mit ν Freiheitsgraden. Für die Freiheitsgrade gilt:

$$(14) \quad \nu = \frac{2 \cdot (E \left[\hat{f}_{ii}(\omega) \right])^2}{\text{Var} \left[\hat{f}_{ii}(\omega) \right]} \quad \lambda \neq 0, \pm\pi$$

$$(15) \quad \approx \frac{n}{\pi \cdot \int_{-\pi}^{\pi} (H(\omega))^2 d\omega}.$$

¹⁾ E. Gröhn: a.a.O., S. 61, vgl. auch H. König und J. Wolters: a.a.O., S. 69 ff.

²⁾ H. König und J. Wolters: a.a.O., S. 68 ff.
Anm.: Für $\omega=0$ erreicht $H(\omega)$ sein Maximum: $H(0) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-M}^M G(\tau)$

Für das Tukey-Hanning-Fenster gilt: $H(0)=M:2\pi$

Für das Parzen-Fenster gilt: $H(0)=\frac{3}{4}M \cdot \frac{1}{2\pi}$

Die Fläche unter der Spektralfensterfunktion beträgt: $\int_{-\pi}^{\pi} H(\omega) d\omega = 1$

Die Varianz für das Tukey-Hanning-Fenster beträgt:

$$(16) \quad \text{Var} \left[\hat{f}_{ii}(\omega) \right] = 0.75 \frac{M}{n} (f_{ii}(\omega))^2 .$$

Die Varianz für das Parzen-Fenster beträgt:

$$(17) \quad \text{Var} \left[\hat{f}_{ii}(\omega) \right] = 0.54 \frac{M}{n} (f_{ii}(\omega))^2 ,$$

somit betragen die Freiheitsgrade:

für das Tukey-Hanning Fenster

$$(18) \quad v = \frac{2}{0.75 \frac{M}{n}} = \frac{n}{M} \cdot \frac{8}{3} = 2.67 \frac{n}{M} ,$$

für das Parzen-Fenster

$$(19) \quad v = \frac{2}{0.54 \frac{M}{n}} = \frac{n}{M} \cdot 3.71 = 3.71 \frac{n}{M} .$$

Die Bandbreite eines Spektralfensters ist umgekehrt proportional zum maximalen Lag M . Für große M erhält man Schätzwerte für schmale Frequenzbänder, eine gute Auflösung des Spektrums, so daß auch relativ eng beieinander-liegende Spitzen (lokale Maxima) sichtbar werden. Leider wächst die Schätzvarianz mit M , so daß die Schätzungen mit steigendem M unsicherer werden und eine zuverlässige Aussage nicht mehr möglich ist. In einer praktischen Analyse ist eine dem Untersuchungsziel angepaßte Auswahl der Schätzparameter zu treffen.

Die Länge ökonomischer Zeitreihen n ist fast immer vorgegeben und nicht zu vergrößern. Damit ist auch die maximale Lag-Länge M weitgehend festgelegt, denn einerseits sollte sie nicht größer als $n/3$ sein, andererseits aber auch die Trennung ökonomisch relevanter Komponenten möglich machen. Frei wählbar bleiben nur die Gewichtungsfunktionen und die Frequenzen, für die Schätzwerte ermittelt werden sollen. Für eine Konjunkturanalyse scheint die Tukey-Hanning-Gewichtsfunktion gegenüber den Parzen-Gewichten einige Vorteile zu haben:

1. Bei gleicher maximaler Lag-Länge ist das Spektralfenster schmaler, das Spektrum wird nicht so stark geglättet, so daß einzelne bedeutende Komponenten deutlicher im Spektrum hervortreten.
2. Wegen der geringeren Bandbreite sind die Spektraldichten $\hat{f}(\omega_k)$ und $\hat{f}(\omega_{k+2})$ nur schwach korreliert; dies gilt für die Parzen-Gewichte erst ab dem dritten Frequenzband.

Andererseits bestehen auch Nachteile:

1. Wegen der Nebenmaxima, die jedoch nie mehr als 2 vH des Hauptmaximums betragen¹⁾, können Anteile der Spektraldichte auch aus entfernteren Frequenzbändern durchsickern und so eine Verfälschung des Spektrums bewirken (Leakage-Effekt).
2. Wegen der vorhandenen negativen Gewichte können negative Schätzwerte für die positive Spektraldichte auftreten.
3. Die Schätzvarianz ist größer.

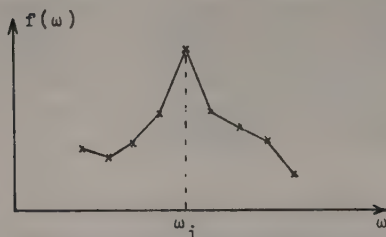
In einer Analyse der Konjunkturkomponenten ökonomischer Reihen scheinen die Vorteile der Tukey-Hanning-Gewichte die Nachteile zu überwiegen, denn zur Identifikation vorhandener Komponenten ist es zweckmäßig, ein möglichst wenig geglättetes Spektrum zu untersuchen. Außerdem ist es durch entsprechende Wahl des maximalen Lags M möglich, die Spektraldichte im Frequenzband ω_2 (Konjunkturband) frei von Trendeinflüssen, d. h. von der Spektraldichte im Frequenzband um ω_0 zu halten. Die Nebenmaxima des Spektralfensters sind relativ klein, so daß eine erwartete hohe Spektraldichte für die Konjunkturkomponenten nur geringfügig verzerrt wird. Ein größerer Fehler könnte auftreten, wenn eine sehr starke Saison einer relativ schwachen Konjunkturkomponente gegenüber steht. Doch ist der Abstand der entsprechenden Frequenzbereiche bereits so groß, daß dieser Einfluß vernachlässigt werden kann.

Um die Wirkungen der beiden Gewichtungsfunktionen zu testen, sind einige Vergleichsrechnungen mit künstlichen Reihen durchgeführt worden, die aus Überlagerungen von mehreren systematischen Komponenten (Trend, Konjunktur und Saison) und Zufallsgliedern bestehen. Dabei zeigt sich erwartungsgemäß, daß die Tukey-Hanning-Gewichte schärfer ausgeprägte Maxima liefern als die Parzen-Gewichte. Die lokalen Maxima besitzen symmetrische Verläufe, wenn die Frequenz einer zyklischen Komponente mit einer der in der Schätzung verwendeten zentralen Frequenz übereinstimmt und in den direkt benachbarten Frequenzbändern keine weiteren Maxima liegen²⁾. Die Gipfel sind schief, wenn die Frequenzen zyklischer Komponenten nicht mit den zentralen Frequenzen übereinstimmen.

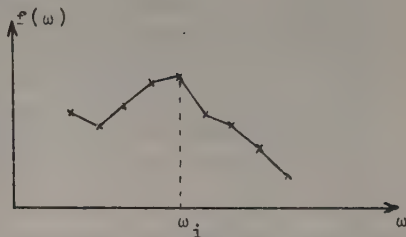
1) C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 45.

2) Vgl. hierzu Abbildung 7

Abbildung 6: Verlauf lokaler Maxima



Zentrale und tatsächliche
Frequenz stimmen überein



Zentrale und tatsächliche
Frequenz stimmen nicht überein

3.3. SCHÄTZFUNKTIONEN DER KREUZSPEKTRALANALYSE

Das Schätzproblem zur Bestimmung der Schätzfunktionen für das Kreuzspektrum, bzw. seiner Komponenten dem Ko- und Quadraturspektrum, stimmt weitgehend mit dem der eindimensionalen Analyse überein, denn auch hier sind die maximale Lag-Länge M , das Lag-Fenster sowie Anzahl und Bandbreite der Frequenzbänder für die Schätzwerte zu wählen. Zu diesen Problemen kommt hinzu, daß die Kreuzkovarianzen ihr absolutes Maximum nicht notwendigerweise wie die Autokovarianzen für $\tau=0$ haben. Die verwendeten Lag-Fenster besitzen aber für $\tau=0$ ihr Maximum und fallen monoton bis $\tau=M$, so daß ein Maximum der Kovarianzen, das nicht bei $\tau=0$ liegt, nur gedämpft in die Schätzfunktion eingeht. In einem solchen Fall kommt zu der Verzerrung der Schätzwerte durch die Spektralfenster eine weitere Verzerrung hinzu. Sie ist umso größer je weiter das Kovarianzmaximum von $\tau=0$ entfernt ist. Da in dieser Konjunkturanalyse im Verhältnis zu M nur relativ kleine Verschiebungen auftreten, wird diese Verzerrung nicht weiter berücksichtigt, zumal sie im wesentlichen in einer Unterschätzung der Kohärenzen aber kaum in den Phasenschätzungen zum Ausdruck kommt ¹⁾.

Für die Kreuzkovarianzen wird folgende Schätzfunktion benutzt:

$$\hat{\gamma}_{ij}(\tau) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-|\tau|} X_i(t) \cdot X_j(t+\tau) ,$$

¹⁾ Vgl. H. König, J. Wolters: a.a.O., S. 129 f.

die wie die Schätzfunktion für die Autokovarianz nur asymptotisch erwartungstreu aber positiv definit ist.

Mit Hilfe des Tukey-Hanning-Fensters läßt sich daraus eine konsistente Schätzfunktion für das Kreuzspektrum bilden:

$$\hat{f}_{ij}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-M}^M G(\tau) \hat{\gamma}_{ij}(\tau) e^{-i\omega\tau},$$

die in den Real- und den Imaginärteil aufgespalten wird:

$$\hat{C}_{oij}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left[\hat{\gamma}_{ij}(0) + \sum_{\tau=1}^M G(\tau) \cdot (\hat{\gamma}_{ij}(\tau) + \hat{\gamma}_{ji}(\tau) \cdot \cos\omega\tau) \right]$$

und

$$\hat{Q}_{u_{ij}}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=1}^M G(\tau) \left[\hat{\gamma}_{ij}(\tau) - \hat{\gamma}_{ji}(\tau) \right] \sin\omega\tau.$$

Aus diesen Schätzwerten können dann die kreuzspektralen Maße: Kohärenz, Gain und Phasenwinkel berechnet werden. Setzt man in die Gleichungen (16), (14), (18) die Schätzwerte ein, so erhält man:

$$\hat{K}_{ij}^2(\omega) = \frac{\hat{C}_{oij}^2(\omega) + \hat{Q}_{u_{ij}}^2(\omega)}{\hat{f}_{ii}(\omega) \cdot \hat{f}_{jj}(\omega)},$$

$$\hat{G}_{ij}(\omega) = \frac{\hat{C}_{oij}^2(\omega) + \hat{Q}_{u_{ij}}^2(\omega)}{\hat{f}_{ii}(\omega)},$$

$$\hat{\phi}_{ij}(\omega) = \arctan \left[\frac{-\hat{Q}_{u_{ij}}(\omega)}{\hat{C}_{oij}(\omega)} \right].$$

Damit sind die in dieser Art verwendeten Schätzfunktionen dargestellt. Es muß jedoch nochmals betont werden, daß sie die dargestellten Eigenschaften nur dann besitzen, wenn die Zeitreihen, aus denen sie geschätzt werden, Realisationen stationär korrelierter, schwach stationärer stochastischer Prozesse mit stetiger Spektraldichtefunktion sind.

Welche Abweichungen auftreten, wenn die Zeitreihen nichtstationär sind, läßt sich nicht allgemein angeben, denn bisher sind erst einige Ansätze¹⁾ zur Behandlung nichtstationärer Prozesse aber noch keine geschlossene Theorie entwickelt worden.

1) C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 129 ff.
D.R. Brillinger und M. Hatanaka: "An Harmonic Analysis of Non-stationary Multivariate Economic Processes", in: *Econometrica*, Vol. 37, 1969, S. 131-141.
E.J. Hannan: "The Estimation of Spectral Density After Trend Removal", in: *JRSS, Ser. B*, Vol. 20, 1958, S. 323-333.
R.M. Loynes: "On the Concept of the Spectrum for Nonstationary Processes", in: *JRSS, Ser. B*, Vol. 30, 1968, S. 1-20.

4. DAS DATENMATERIAL

In dieser Arbeit werden 50 Zeitreihen makroökonomischer Variablen untersucht, deren Zeitreihendiagramme mehrjährige Schwankungen zeigen, die in den meisten Fällen einer langfristigen Grundtendenz (Trend) überlagert sind. Mit Hilfe der Spektralanalyse soll der Frage nachgegangen werden, ob sich für die mehr oder weniger regelmäßigen Schwankungen der untersuchten Zeitreihen nachweisen läßt, daß die mittelfristigen Bewegungen durchschnittlich gleiche Schwankungsdauer haben, so daß von einem gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf gesprochen werden kann, der sich in den Diagrammen aller Reihen wiederfindet. Nur wenn diese Frage positiv beantwortet wird, ist eine weiterführende Analyse der Zusammenhänge zwischen den Konjunkturkomponenten sinnvoll.

Vor der Durchführung einer Spektralanalyse ist zu prüfen, ob die Reihen wenigstens näherungsweise die Voraussetzungen der Spektralanalyse erfüllen. Beobachtete Abweichungen sind aufgrund ihrer ökonomischen Ursachen oder der Erhebungs- und Berechnungsmethoden zu unterscheiden. Die Frage nach den individuellen Eigenschaften der Reihen ist deshalb besonders wichtig, weil die Zeitreihen für die BRD die für eine spektralanalytische Konjunkturanalyse erforderliche Mindestlänge nicht besitzen. Granger gibt an, daß eine Zeitreihe mindestens sieben der längsten zu untersuchenden Zyklen enthalten sollte¹⁾. Wie Tabelle 2 zeigt, liegen die längsten Reihen seit 1950 vor, d. h. sie können bei einer Konjunkturzyklenlänge von knapp 5 Jahren nur vier bis fünf Zyklen enthalten. Werden trotzdem Spektralanalysen durchgeführt, so sind alle verfügbaren Werte der Reihen in die Untersuchung einzubeziehen. Dagegen können allerdings zahlreiche Bedenken bestehen, denn die bloße Betrachtung zeigt, daß die Entwicklung in den 21 Jahren von 1950 bis 1970 nicht einheitlich gewesen ist. Neben den Veränderungen in der "Grundtendenz", dem langfristigen Wachstum, sind die Wirkungen zahlreicher ökonomischer und politischer Ereignisse zu beachten, die sich aber nicht isolieren lassen, so daß die Reihen nicht entsprechend korrigiert werden können. Die Tabelle 3, für die kein Anspruch auf Vollständigkeit erhoben wird, soll einen Überblick über Ereignisse geben, die die Zahlen ursächlich beein-

¹⁾ C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 17.

Tabelle 2: Makroökonomische Zeitreihen

Rei- Nr.	Zeitreihe	Reihen Anfang	Art	Quelle
1	Bruttosozialprodukt in lfd. Preisen	1950	VJ	1
2	Bruttosozialprodukt in Preisen von 1954	1950	VJ	1
3	Preisindex des Bruttosozialprodukts	1950	VJ	1
4	Auftragseingang Industrie gesamt in lfd. Preisen	1954	M	2
5	Auftragseingang Industrie gesamt in lfd. Preisen	1954	VJ	2
6	Auftragseingang Industrie gesamt aus dem Ausland in lfd. Preisen	1954	M	2
7	Auftragseingang Industrie gesamt aus dem Ausland in lfd. Preisen	1954	VJ	2
8	Index des Auftragseingangs Industrie gesamt, Volumen, 1962=100	1957	M	2
9	Index des Auftragseingangs Industrie gesamt aus dem Ausland, Volumen, 1962=100	1957	M	2
10	Index des Auftragseingangs Inland der Investitionsgüterindustrie, ohne Umsatz- bzw. MwSt, 1954=100	1954	VJ	2
11	Index des Auftragseingangs Inland der Investitionsgüterindustrie, ohne Umsatz- bzw. MwSt, 1962=100	1954	M	2
12	Index des Auftragseingangs Inland der Verbrauchsgüterindustrie, ohne Umsatz- bzw. MwSt, 1962=100	1954	M	2
13	Index des Auftragseingangs Inland des Maschinenbaus, ohne Umsatz bzw. MwSt, 1962=100	1954	M	2
14	Umsatz Industrie gesamt in lfd. Preisen	1950	VJ	2
15	Auslandsumsatz Industrie gesamt in lfd. Preisen	1950	VJ	2
16	Auftragseingang Industrie gesamt Umsatz Industrie gesamt	1954	VJ	2
17	Auftragseingang Industrie gesamt Umsatz Industrie gesamt	1954	VJ	2
18	Arbeitslose / Offene Stellen	1950	M	3
19	Index der ind. Nettoproduktion der ges. Industrie ohne Bau und Energie, 1962=100	1948	M	2
20	Index der ind. Nettoproduktion der Investitionsgüterindustrie, 1962=100	1954	M	2
21	Index der ind. Nettoproduktion der Verbrauchsgüterindustrien, 1962=100	1954	M	2

Tabelle 2: Fortsetzung: Makroökonomische Zeitreihen

Rei NR.	Zeitreihe	Reihen Anfang	Art	Que lle
22	Index der ind. Nettoproduktion des Maschinenbaus, 1962=100	1954	M	2
23	Abschreibungen in lfd. Preisen	1950	VJ	1
24	Bruttoanlageinvestitionen in Preisen von 1954	1950	VJ	1
25	Bruttolöhne und Gehälter in lfd. Preisen	1950	VJ	1
26	Index des nominalen Durchschnittsbrutto- stundenlohns der Industriearbeiter	1950	VJ	2
27	Index des Produktionsergebnisses je Arbeiterstunde in der gesamten Industrie ohne Bau und Energie, 1954=100	1950	VJ	2
28	Unverteilte Gewinne in lfd. Preisen	1954	VJ	1
29	Index der Erzeugerpreise industrieller Produkte, 1954=100	1950	M	2
30	Index der Erzeugerpreise für Verbrauchs- güter, 1954=100	1950	M	2
31	Index der Erzeugerpreise für Investi- tionsgüter, 1954=100	1950	M	2
32	Bruttoanlageinvestitionen in lfd. Preisen	1950	VJ	1
33	Index der Erzeugerpreise industrieller Produkte, 1954=100	1950	VJ	1
34	Staatsverbrauch in Preisen von 1954	1950	VJ	1
35	Masseneinkommen in lfd. Preisen	1950	VJ	1
36	Verbrauch der privaten Haushalte in Preisen von 1954	1950	VJ	1
37	Preisindex für die Lebenshaltung, 1954=100	1950	M	2
38	Preisindex für die Lebenshaltung, 1954=100	1950	VJ	1
39	Verbrauch der privaten Haushalte in lfd. Preisen	1950	VJ	2
40	Exporte in Preisen von 1954	1950	VJ	1
41	Importe in Preisen von 1954	1950	VJ	1
42	Salden der Handelsbilanz der BRD gegenüber dem Ausland	1950	VJ	4
43	Salden der Dienstleistungsbilanz der BRD gegenüber dem Ausland	1950	VJ	4
44	Salden aus dem Waren- und Dienstlei- stungsverkehr der BRD gegenüber dem Ausland	1950	VJ	4

Tabelle 2: Fortsetzung: Makroökonomische Zeitreihen

Rei- Nr.	Zeitreihe	Reihen Anfang	Art	Quel le
45	Bargeldumlauf	1950	M	3
46	Veränderungen zum Bargeldumlauf	1950	M	3
47	Kurzfristige Kredite an Unternehmen und Privatpersonen	1950	M	3
48	Veränderungen der kurzfristigen Kredite an Unternehmen und Privatpersonen	1950	M	3
49	Kredite an Unternehmen und Privatpersonen	1950	M	3
50	Veränderungen der Kredite an Unternehmen und Privatpersonen	1950	M	3

Quellen:

- 1: DIW-Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung,
Jahrgang 1950-1971
- 2: Wirtschaft und Statistik, Fachserie D,
Jahrgang 1950-1971
- 3: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank bzw. der Bank
deutscher Länder,
Jahrgang 1950-1971
- 4: Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen
Bundesbank, Reihe 3: Zahlungsbilanzstatistik

Tabelle 3: Ereignisse und Entwicklungen im Beobachtungszeitraum 1950 bis 1970, die die ökonomischen Variablen (bzw. den Verlauf der Zeitreihen) beeinflusst haben

Zeit	Ereignisse und Entwicklungen
1950	Beginn des Koreakrieges (Korea-Boom)
bis etwa 1955	Eingliederung der Vertriebenen, Umsiedler und Kriegsheimkehrer in die Wirtschaft der BRD
1956	Suezkrise
1955/57	Einführung der 45-Stundenwoche Aufbau und Erweiterung der Bundeswehr
1958	Inkrafttreten der EWG
1959	Rückgliederung des Saarlandes in die BRD
1961	Aufwertung der DM um 5 vH Schließung der DDR-Grenze (1960 waren noch etwa 130 000 Erwerbspersonen aus der DDR zugewandert)
1962	Eingliederung Westberlins in die Wirtschaftsstatistik der BRD Einführung der 42-Stundenwoche Vietnamkrieg (Hauptgrund für die Schwäche des Dollars)
1967	Nah-Ost-Krise Aktive Konjunkturpolitik der Bundesregierung: 1. Investitionshaushalt ca. 2.3 Mrd DM (1. Halbj.) 2. Investitionshaushalt ca. 5.0 Mrd DM (2. Halbj.) Abwertung des englischen Pfundes um 14.3 vH
1968	Spaltung des Goldpreises; Goldeintauschpflicht der Notenbanken aufgehoben Ersatzaufwertung der BRD: Außenwirtschaftliches Absicherungsgesetz (+ 4 vH auf Exporte - 4 vH auf Importe) Einführung der Mehrwertsteuer 10 vH (5 vH) ab 1.7.68 11 vH (5.5 vH), Abschaffung der Binnenzölle zwischen den EWG-Ländern, gemeinsamer Außenzoll gegenüber Drittländern

Tabelle 3: Fortsetzung

Ereignisse und Entwicklungen im Beobachtungszeitraum 1950 bis 1970, die die ökonomischen Variablen (bzw. den Verlauf der Zeitreihen) beeinflusst haben.

Zeit	Ereignisse und Entwicklungen
1969	Beschluß zur Bildung einer Konjunkturausgleichsrücklage des Bundes und der Länder in Höhe von 3.6 Mrd DM Abwertung des französischen Franken um 11.1 vH Freigabe des DM-Wechselkurses Aufwertung der DM um 9.3 vH
1970	Einführung eines Konjunkturzuschlages auf die Lohn-, Einkommens- und Körperschaftssteuer Entwicklungen: Mit der Erhöhung des Lebensstandards verlagert sich die Nachfrage von den lebenswichtigen Gütern mehr und mehr auf Luxusgüter, Dienstleistungen, Freizeit (Urlaub, Sport, Kultur) usw. Der technische Fortschritt erfordert qualifizierte Arbeitskräfte, so daß das Bildungssystem ausgebaut werden muß (Kindergärten, Vorschulen, 9./10. Schuljahr, mehr Abiturienten und Studenten) Inländischer Arbeitsmarkt ist weitgehend erschöpft, so daß mehr Frauen (1950 waren ca. 31 vH, 1970 ca. 36 vH der Frauen erwerbstätig) und Ausländer in den Arbeitsprozeß einbezogen wurden. Von 163 000 in 1959 stieg die Zahl der ausländischen Erwerbstätigen auf 1 807 000 in 1970 Förderung der Vermögensbildung der Arbeitnehmer durch Prämiensparen, Bausparen usw. Ausbau und Verbesserung des statistischen Dienstes aufgrund erhöhter Nachfrage nach statistischen Daten und der großen Möglichkeiten die Nachrichten- und Computertechnik bieten

flußt haben und/oder eine Änderung in der Erfassungs- oder Berechnungsmethode bewirkten, so daß die Daten, die vor Eintritt der jeweiligen Störung ermittelt wurden, nicht mehr direkt mit den späteren Werten vergleichbar sind.

Alle oder einzelne dieser "Umwelteinflüsse" haben auf die verschiedenen ökonomischen Variablen mit unterschiedlicher Stärke gewirkt. Man kann daher weder von einer ungestörten, mehr oder weniger regelmäßigen Bewegung um eine langfristige Entwicklung ausgehen, noch dürfen in allen Zeitreihen gleich starke Störkomponenten zu gleichen Zeitpunkten unterstellt werden. An dieser Stelle ist es unmöglich, alle Zeitreihen daraufhin zu prüfen, ob und in welcher Stärke sie von einzelnen der aufgeführten oder anderen Störgrößen beeinflusst wurden. An zwei Zeitreihen, dem "Index der industriellen Nettoproduktion für die gesamte Industrie ohne Bau und Energie" und dem "Index der Auftragseinzüge", werden im Anhang exemplarisch einige Abhängigkeiten und besonders die erhebungs- und rechentechnischen Veränderungen dargestellt.

Diese Überlegungen und die Untersuchung der beiden Zeitreihen zeigen, daß die Eignung ökonomischer Zeitreihen für eine Konjunkturanalyse und damit die Interpretierbarkeit der errechneten Ergebnisse wesentlich von den Antworten auf die folgenden Fragen abhängt:

1. Wird die ausgewiesene Größe selbst erhoben oder wird mit Hilfe von Ersatzreihen eine Schätzung vorgenommen?
Falls, wie beim Index der industriellen Nettoproduktion Ersatzreihen (Umsätze, Produktion, Rohstoffverbrauch, Arbeitsstunden) verwendet werden, bestehen Zusammenhänge zwischen dem Index und den Ersatzreihen. Die Stärke dieser Beziehungen hängt von der Gewichtung der Ersatzreihen in der Indexberechnung ab. Eine Interpretation spektralanalytischer Schätzergebnisse hat solche Beziehungen zu berücksichtigen.
2. Bestehen Unterschiede in der Zielsetzung der Konjunkturanalyse und den Zielen, auf die die Erhebung einer Zeitreihe abgestellt ist?
Falls eine Zeitreihe nur die kurzfristigen nicht, aber die mittel- und langfristigen Änderungen einer ökonomischen Variable anzeigen soll, kann sie für eine Konjunkturanalyse wenig oder gar nicht geeignet sein.
3. Handelt es sich um eine Totalerhebung oder eine Stichprobe, eine freiwillige oder eine Erhebung mit Meldepflicht, eine amtliche oder eine Verbandsstatistik?
Eventuell vorhandene systematische Fehler müssen berücksichtigt werden.

4. Entspricht bei aggregierten Reihen die Gewichtung der Teilreihen ihrem Repräsentationsgrad in der Realität?
5. Sind im Untersuchungszeitraum Gebietsänderungen (z. B. Finbeziehung West-Berlins und des Saarlands) vorgenommen worden?
6. Hat sich die Zuordnung einzelner Güter zu Gütergruppen oder Industrien zu Industriezweigen verändert?
7. Wie oft und in welchem Umfang sind die Erhebungen an die wirtschaftlichen Veränderungen im Untersuchungszeitraum angepaßt worden?
8. Haben sich die Erhebungsmethoden, die Berechnungsformeln oder die Art der Veröffentlichung geändert?
9. Sind durch politische oder ökonomische Einflüsse Brüche in den Zeitreihen entstanden, die es verbieten, die Zeitreihen als Bild der Entwicklung der gleichen ökonomischen Variablen in einer unveränderten ökonomischen Umwelt anzusehen?

Für die in diese Untersuchung einbezogenen Reihen kann global festgestellt werden, daß sie zwar im Untersuchungszeitraum mehr oder weniger stark von einzelnen oder mehreren dieser Komponenten beeinflußt wurden, die Wirkungen aber nicht so stark gewesen sind, daß die mittelfristige und langfristige Entwicklung nicht mehr erkennbar wäre. Eine Konjunkturanalyse mit Hilfe eines stochastischen Modells läßt sich unter dem Vorbehalt durchführen, daß die Interpretation der Schätzwerte nicht losgelöst von den eingetretenen Störungen erfolgen darf. Dies bedeutet z. B., daß beim Vergleich der Konjunkturzyklen verschiedener Reihen zu beachten ist, ob vorhandene Störungen auf gleichen Ursachen beruhen und dadurch der Parallelverlauf der Konjunkturbewegungen verstärkt wurde. Die spezielle Eignung der Spektralanalyse für die Untersuchung der Konjunkturschwankungen in dem vorliegenden Datenmaterial wird in Kapitel 5 geprüft.

Ein Ziel dieser Arbeit ist es, aufzuzeigen, ob und in welchem Ausmaß die spektralanalytischen Schätzwerte für die Konjunkturkomponenten der in die Untersuchung einbezogenen Reihen voneinander abweichen. Da die Schätzwerte nur die Eigenschaften des Reihenstücks 1950 bzw. 1954 bis 1970 enthalten, wird das Attribut "reihenspezifisch" benutzt; es wird also nicht von der geschätzten Konjunkturzyklenlänge der Auftragseingänge aus dem Inland, sondern von "reihenspezifischer" Konjunkturzyklenlänge gesprochen werden.

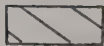
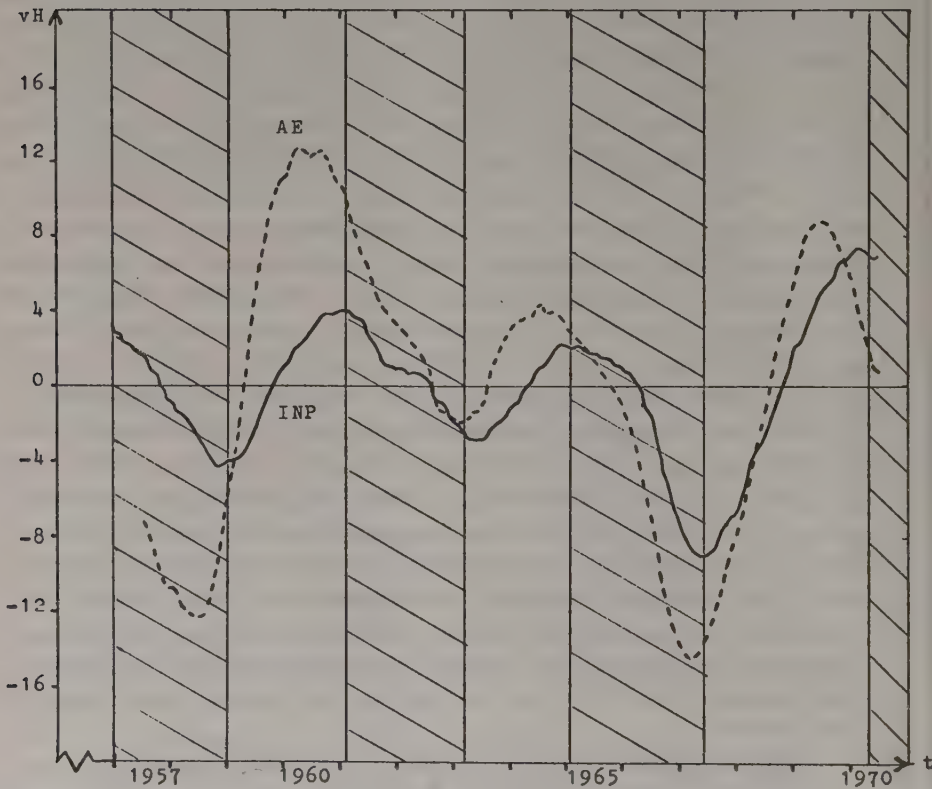
5. UNTERSUCHUNG KONJUNKTURELLER SCHWANKUNGEN MIT HILFE SPEKTRAL-ANALYTISCHER VERFAHREN

Die Spektralanalyse ist in der Untersuchung konjunktureller Bewegungskomponenten noch sehr wenig eingesetzt worden (bzw. es wurden bisher nur wenige Ergebnisse (oder Teilergebnisse) solcher Analysen veröffentlicht), so daß nur auf einzelne vergleichbare Ergebnisse¹⁾ zurückgegriffen werden kann. Da die Spektralanalyse alle Zeitreihenwerte in ihre Schätzverfahren einbezieht, sind die nach den Methoden des Bureau of the Census²⁾ durch Datierung der Maxima und Minima gewonnenen Ergebnisse nur als Hinweise auf die Eigenschaften der konjunkturellen Bewegungen in den einzelnen Zeitreihen anzusehen. Für eine Konjunkturanalyse makroökonomischer Zeitreihen ist es daher notwendig, daß alle in die Untersuchung einbezogenen ökonomischen Variablen daraufhin geprüft werden, ob ihre zeitlichen Schwankungen dem gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf folgen. Zur Illustration dieses Problems sind in Abbildung 7 die "Relativen Abweichungen..." des Index der industriellen Nettoproduktion (als Indikator für den gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf) mit den Auf- und Abschwungsphasen dargestellt, wie sie vom Sachverständigenrat in den Jahresgutachten 1968/69 und 1970/71 verwendet werden. Als Vergleichsreihe dienen die "Relativen Abweichungen..." des Index des Auftragseingangs der Industrie insgesamt, Volumen 1962=100. Die Schwankungen dieser beiden Zeitreihen zeigen in den dargestellten 14 Jahren etwa einen Parallelverlauf, wenn auch die Maxima der AE einen größeren Lead, ca. 9 Monate, aufweisen als die Minima, deren Vorsprung nur knapp ein halbes Jahr beträgt. Offen bleibt jedoch, ob auch die zwischen den Ex-

1) C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 207 ff.
C.W.J. Granger and O. Morgenstern: "Spectral Analysis of New York Stock Market Princes", in: *Kyklos*, Vol. 16, 1963, S. 1-27.
Mitsou Suzuki: "A Spectral Analysis of Japanese Economic Time Series", in: *Kyklos*, Vol. 18, 1965, S. 227/258.
Eckard Gröhn: a.a.O., S. 87/118 und 132/143.
Bernd Schips: "Ergebnisse einer Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung in der BRD von 1950-1971", in *Schriften des Vereins für Socialpolitik* Bd. 71: "Wachstumszyklen", Hrsg. Alfred E. Ott, Berlin 1973, S. 183/199.
Irma Adelman: "Long Cycles-Fact or Artifact?", in: *The American Economic Review*, 1965, S. 444/463.
Vittorio Bonomo and Charles Schotta: "A Spectral Analysis of Post-Accord Federal Open Market Operations", in: *The American Economic Review*, Vol. 59, 1969, S. 50/60.
C.W.J. Granger and H.J.B. Rees: "Spectral Analysis of the Term Structure of Interest Rates", in: *Review of Economic Studies*, Vol. 35, 1968, S. 67/75.

2) Vgl. A.F. Burns and W.C. Mitchell: "Measuring Business Cycles, New York 1946.

Abbildung 7: Vergleich der Konjunkturschwankungen der "Relativen Abweichungen..." des Index der industriellen Nettoproduktion (als Indikator für die Gesamtkonjunktur) und des Volumenindex (1962=100) des Auftragseingangs, Industrie insgesamt



= Abschwungphasen

Vgl. JG 1968/69 und JG 1970/71

Quelle: eigene Berechnung.

tremwerten liegenden Werte diese Verschiebungen im Konjunkturverlauf zeigen.

In einer Spektralanalyse müssen zuerst mindestens folgende Größen:

1. Stärke (Amplitude) der Konjunkturschwankungen (Spektraldichte für das Konjunkturband),
2. mittlere Dauer der Konjunkturzyklen (Perioden),
3. Parallelverlauf zwischen den gesamtwirtschaftlichen Konjunkturbewegungen und den Schwankungen der einzelnen Reihen (Kohärenz und Phase zwischen den Konjunkturkomponenten)

bestimmt werden, bevor eine Interpretation der geschätzten mittleren zeitlichen Verschiebungen zwischen dem gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf und den Konjunkturzyklen der einzelnen Variablen durchgeführt werden kann.

Die Bestimmung der relativen Stärke der Konjunkturschwankungen soll zeigen, in welchem Ausmaß der Verlauf jeder Reihe durch die Konjunkturkomponente geprägt wird. Eine Beantwortung dieser Frage ist also nur in Relation zu Anzahl und Stärke der anderen Bewegungskomponenten der einzelnen Reihen möglich. Aus dem Verlauf einer Zeitreihe läßt sich die Konjunkturabhängigkeit häufig nur schlecht ablesen, da in vielen Fällen langfristige Komponenten und/oder Saisonschwankungen wesentlich höhere Beiträge zur Gesamtbewegung der Reihe liefern. Aus diesem Grund ist man in der praktischen Konjunkturanalyse dazu übergegangen, saisonbereinigte und/oder trendbereinigte Reihen zu untersuchen, z. B. Veränderungen gegenüber dem Vorjahr oder die "Glatte Komponente"¹⁾.

Die Spektraldichte des Konjunkturbandes im Leistungsspektrum einer Zeitreihe kann als Maß ihrer Konjunkturreakibilität - der Intensität der konjunkturellen Schwankungen - angesehen werden, wenn man nicht nur die absolute Spektraldichte betrachtet, sondern ihre Relation zu den Schätzwerten aller anderen Frequenzbänder heranzieht. Eine gewisse Objektivierung der Spektraldichte²⁾ läßt sich errei-

1) Siegfried Heiler: "Theoretische Grundlagen des "Berliner Verfahrens".
Bruno Nullau: "Probleme bei praktischen Anwendungen des "Berliner Verfahrens", in: Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, Hrsg. Wolfgang Wetzels, Göttingen 1970, S. 67/130.

2) Vgl. hierzu Eckard Gröhn: a.a.O., S. 98 f.

chen, wenn man die Fläche unter der Spektraldichtefunktion auf den Wert 1 normiert, d. h. statt der Leistungsspektren die Korrelationspektren betrachtet. Es muß jedoch beachtet werden, daß diese Betrachtung nur uneingeschränkte Gültigkeit hat, solange das Spektrum einer nicht bereinigten Reihe geschätzt wird. Will man die gleiche Operation auf bereinigte Reihen anwenden, dann muß man sich vor einer Überbewertung der häufig ausgewiesenen hohen Spektraldichte für die Konjunkturkomponente hüten. Das normierte Spektrum einer unbereinigten Reihe beschreibt die relative Bedeutung der Schwankungen der einzelnen Frequenzbänder für die Gesamtbewegung der Reihe. Ein Vergleich der normierten Spektraldichten gleicher Frequenzbänder zwischen verschiedenen Reihen ist problematisch, da die Varianzen (Intensitäten) der Schwankungen nicht mehr erkennbar sind. So kann die normierte Spektraldichte im Konjunkturband einer Reihe, die im gesamten Frequenzbereich nur schwache Schwankungen zeigt, höher sein als die normierte Spektraldichte einer Reihe, die neben einer ausgeprägten Konjunkturschwankung einen Trend und/oder starke Saisonbewegungen besitzt. Eine Rangordnung der untersuchten Reihen nach der Höhe der normierten Spektrallinien im Konjunkturband gibt daher keine zuverlässige Einstufung nach der Intensität des konjunkturrellen Verhaltens der ökonomischen Variablen.

Eine "Rangordnung der Industriezweige bezüglich der Intensität konjunkturreller Produktionsschwankungen mit fünfjähriger Zykklusdauer 1950-1967"¹⁾ hat E. Gröhn für die BRD aufgestellt. Die Konjunktur-reagibilität hat er "an den normierten Spektrallinien bei der Frequenz $\omega = \pi/30$ "²⁾ gemessen. Da die Spektren im Anschluß an eine lineare Trendausschaltung geschätzt wurden³⁾, bestätigt die Rangordnung die oben angestellten Überlegungen. Die Reihen mit hoher Spektraldichte in den Saisonschwankungen (Schwankungen mit den Zykkluslängen von 12,6,4,3,2,4,2 Monaten) findet man vorwiegend in der unteren Hälfte der Rangordnung. Die Umkehrung dieses Effekts findet man dann in "Tabelle 8-Rangordnung der Industriezweige bezüglich der Intensität saisonaler Produktionsschwankungen mit jährlicher Zykklusdauer"⁴⁾ und in der entsprechenden Tabelle 9 für "halbjährige Zykklusdauer"⁵⁾. Die normierten Spektraldichten solcher trendreduzierten

1) Eckard Gröhn: a.a.O., S. 100.

2) Eckard Gröhn: a.a.O., S. 100.

3) Eckard Gröhn: a.a.O., S. 89.

4) Eckard Gröhn: a.a.O., S. 116.

5) Eckard Gröhn: a.a.O., S. 117.

Reihen entsprechen also im wesentlichen der Relation zwischen den Schwankungsintensitäten der Konjunktur- und Saisonkomponenten und geben nicht nur die Konjunkturreegibilität oder die Intensität der Saisonschwankungen an. Rangordnungen dieser Art liefern sicher einen ersten Anhaltspunkt über die Stärke der verbliebenen Bewegungen, doch geht eine Interpretation, wie sie E. Gröhn durchführte¹⁾, über die Aussagefähigkeit der Tabellen hinaus.

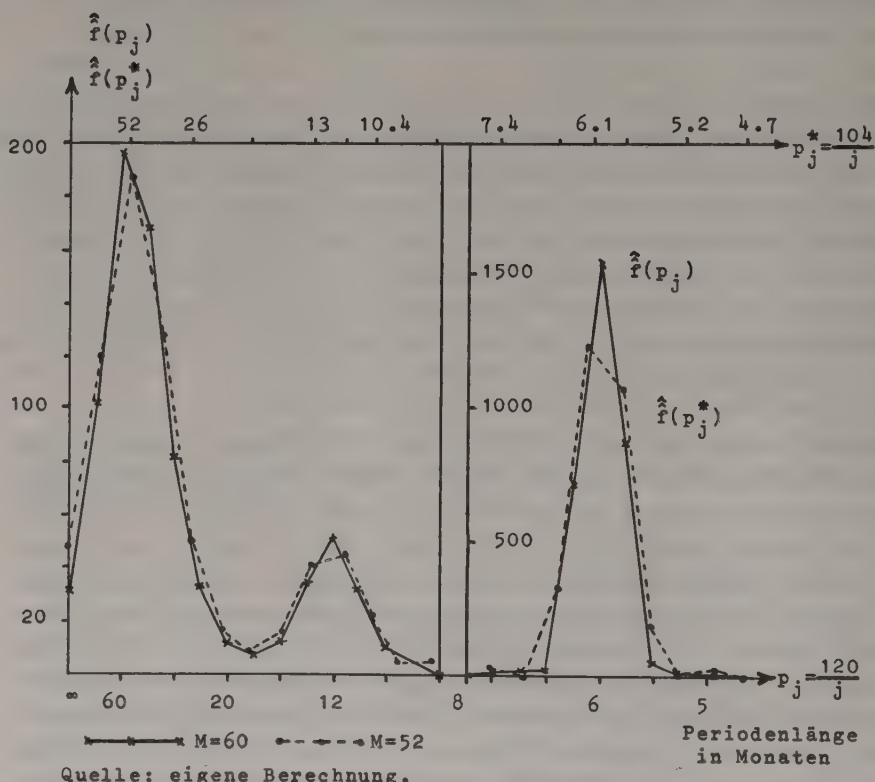
Eine genaue Untersuchung der Eigenschaften von Konjunkturkomponenten der Reihen, die starke Konjunktur- und Saisonschwankungen besitzen, ist notwendig. Sie erfolgt zweckmäßigerweise mit Hilfe trend- und saisonbereinigter Reihen, um das konjunkturrelle Verhalten möglichst isoliert darstellen zu können. Eine Analyse bereinigter Reihen ist aber nur sinnvoll, wenn die Konjunkturschwankungen einen wesentlichen Beitrag zur Gesamtvarianz liefern, d. h. die Varianz der Restreihe darf im Verhältnis zur Varianz der Originalreihe bzw. der trendbereinigten Reihe nicht zu klein sein.

Einen Eindruck davon, ob die Konjunkturkomponente in der bereinigten Reihe dominiert, liefert das geschätzte Spektrum. Ein scharf ausgeprägter Gipfel der geschätzten Spektraldichten über dem Konjunkturband deutet auf eine in relativ engen Grenzen variierende Konjunkturkomponente hin, während ein flacher Verlauf des Spektrums auf Zyklen sehr verschiedener Schwankungsdauer hinweist, so daß nicht von einem Konjunkturzyklus gesprochen werden kann. Berechnungen mit verschiedenen Verschiebungsparametern M haben gezeigt, daß ein links- oder rechtssteiler Verlauf der Spektraldichte um ein Maximum davon abhängt, nach welcher Seite die geschätzte zentrale Frequenz von der tatsächlichen Frequenz abweicht. Dieser Effekt ist besonders gut für die relativ periodischen Saisonschwankungen zu beobachten. In Abb. 8, die zwei Spektren der Reihe "Index des Auftragseingangs Inland der Verbrauchsgüterindustrien ohne Umsatz bzw. MwSt, 1962=100" zeigt, lassen sich diese Verschiebungen gut erkennen.

Beide Spektren wurden geschätzt, nachdem eine Trendfunktion zweiten Grades von der Reihe subtrahiert worden war. Das "Anfangsspektrum" mit $M=60$ zeigt für die Jahres- und Halbjahresschwankungen

¹⁾ Vgl. Eckard Gröhn: a.a.O., S. 101 ff.

Abbildung 8: Ausschnitte aus den Spektren der absoluten Abweichungen von einer Regressionsfunktion 2. Grades der Reihe 12 "Index des Auftragseingangs der Verbrauchsgüterindustrien ohne Umsatz- bzw. MwSt., 1962=100, 1954-1970", die mit den Verschiebungsparametern $M=60$ und $M=52$ geschätzt wurden



Die Spektraldichte für die halbjährigen Schwankungen erreicht etwa den 30-fachen Wert der Spektraldichte für die Jahresschwankungen, so daß sich eine logarithmische Darstellung anbietet. In einer solchen Graphik kommen aber die lokalen Maxima nur schlecht zum Ausdruck. Da es in dieser Darstellung nicht auf die Beträge der Spektraldichten, sondern auf ihre Verteilung um die lokalen Maxima ankommt, wurden die Spektraldichten ab der Periodenlänge $p_j=8$ Monate im Verhältnis 1:10 aufgetragen.

lokale Maxima, von denen ein relativ symmetrischer Abfall zu beobachten ist, während das Spektrum von dem Gipfel für $\omega_2 = \frac{2\pi}{60}$ im Konjunkturbereich nicht symmetrisch abfällt. Es ist eine Verschiebung zu den höheren Frequenzen festzustellen. In einem mit $M=52$ geschätzten Spektrum ist der Abfall vom Maximum über dem Frequenzband, dessen mittlere Frequenz einer Konjunkturzyklenlänge von 52 Monaten entspricht, relativ symmetrisch, während nun die Maxima der Saisonschwankungen schief sind, da der Jahres- und Halbjahresperiode keine zentralen Frequenzen der in dieser Schätzung verwendeten Frequenzbänder entsprechen. Die Spektraldichte wird jeweils auf die Frequenzbänder verteilt, zwischen deren zentralen Frequenzen die tatsächlichen Saisonfrequenzen liegen.

Die Symmetrie der Spektren über Frequenzbereichen, die durch eine zu den benachbarten Frequenzen relativ starke und mit geringen Abweichungen in der Zykluslänge schwankende Komponente charakterisiert ist, beruht auf den Tukey-Hanning-Gewichten, mit denen die Autokovarianzfunktion multipliziert wurde. Aus diesen Überlegungen und Feststellungen ergibt sich nun die Frage, ob diese Symmetrieeigenschaft zu einer genaueren Bestimmung der Konjunkturschwankungen, speziell zur Schätzung der wahrscheinlichsten mittleren Konjunkturperiode, herangezogen werden kann.

Diese Frage läßt sich nicht leicht beantworten, denn die zur Verfügung stehenden Zeitreihen sind zu kurz. Sie überdecken zwischen drei und maximal fünf Konjunkturzyklen, so daß zufällige Abweichungen die Schätzwerte stark beeinflussen können.

Testrechnungen mit künstlichen Reihen, die der Einfachheit halber und wegen ihrer leichten Interpretierbarkeit durch Aneinanderreihung einzelner Sinusperioden mit variierender Zykluslänge und/oder Amplitude gewonnen werden, bestätigen die Annahme, daß die geschätzten Spektren sowohl von der variablen Zykluslänge als auch von den Unterschieden in der Schwankungsintensität der einzelnen Zyklen abhängig sind. Trifft z. B. eine hohe Schwankungsamplitude mit einer relativ stark von den anderen Periodenlängen abweichenden Zykluslänge zusammen, dann wird die mittlere Zykluslänge stark in Richtung dieser Abweichung verschoben, während sie bei unterdurchschnittlicher Schwankungsamplitude in der Spektralschätzung zu wenig berücksichtigt wird.

Die Kürze der vorliegenden Zeitreihen läßt wegen der erkennbaren Unterschiede in der Intensität der einzelnen Konjunkturzyklen keine zuverlässige Schätzung der durchschnittlichen Konjunkturzyklenlänge zu, so daß keine eindeutige Differenzierung der ökonomischen Variablen erfolgen kann in solche, die von dem gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf abhängig, und in andere, die davon unabhängig sind. Es scheint dennoch sinnvoll zu sein, entsprechende Schätzungen der "reihenspezifischen" Konjunkturzyklenlängen durchzuführen, um ein (grobes) Maß für die substanziellen und/oder zufälligen Unterschiede im Konjunkturverlauf der einzelnen Reihen zu gewinnen. Mit Hilfe dieser Größen dürfte eine Interpretation der Kohärenzen und Phasenverschiebungen, die in einer anschließenden Kreuzspektralanalyse geschätzt werden sollen, besser durchzuführen sein. Dieses gilt besonders dann, wenn sich für eine trend- und saisonbereinigte Reihe im geschätzten Spektrum kein lokales Maximum im Konjunkturbereich zeigt und damit eine reihenspezifische Konjunkturzyklenlänge nicht zu bestimmen ist. Kreuzspektralschätzungen für die Konjunkturkomponente solcher Reihen sind nur schwer oder gar nicht sinnvoll zu interpretieren.

Nur für Reihen, die etwa die gleiche mittlere Konjunkturperiode besitzen, kann angenommen werden, daß die Konjunkturverläufe annähernd parallel sind und eine konstante Zeitverschiebung ($|\Delta t| > 0$) aufweisen. Die Parallelität muß aber noch durch Berechnung der Kohärenz geprüft werden. Denn für zwei Komponenten, die um die gleiche mittlere Periodenlänge schwanken, von denen eine zu einer Verkürzung (oder Verlängerung) der Zyklendauer tendiert, oder falls eine Komponente eine relativ konstante und die andere eine stark streuende Periodenlänge besitzt, ist die Parallelität und damit die Kohärenz gering, so daß eine geschätzte mittlere zeitliche Verschiebung wenig aussagefähig ist. Nur in Verbindung mit einem "gesicherten" Parallelverlauf lassen sich die geschätzten Zeitverschiebungen zu einer Klassifizierung der ökonomischen Variablen in führende, gleichlaufende und nachlaufende Konjunkturindikatoren benutzen.

Will man das konjunkturelle Verhalten ökonomischer Variablen mit spektralanalytischen Methoden untersuchen, so müssen die im folgenden Abschnitt dargestellten Schritte zur Bestimmung der einzelnen Schätzwerte durchgeführt werden.

5.1. AUFBAU EINER SPEKTRALANALYSE

Die Spektralanalyse ist ein sehr rechenintensives Verfahren, da sie alle Zeitreihenwerte in die Analyse einbezieht. Um unnötige Rechenarbeit zu vermeiden, müssen alle Zeitreihen geprüft werden, ob sie einerseits die formalen Voraussetzungen der Spektralanalyse erfüllen, und ob andererseits die substanzwissenschaftliche Eigenschaft vorhanden ist. Es ist sinnlos, eine Reihe auf ihr konjunkturelles Verhalten zu untersuchen, wenn bekannt ist, daß sie zwar mittelfristige Schwankungen enthält, diese aber in keinem engen Zusammenhang zum Konjunkturverlauf stehen. Eine entsprechende Prüfung und Auswahl geeigneter Reihen setzt allerdings neben den ökonomischen Kenntnissen auch einige Erfahrung in der Anwendung spektralanalytischer Methoden voraus. Da diese dem Verfasser zu Beginn der Arbeit völlig fehlte, konnte keine Vorauswahl getroffen werden, die über die Auswahl der 50 in die Analyse einbezogenen Reihen hinausging. Andererseits kann es sinnvoll sein, einmal darzustellen, welche Folgen es hat, wenn ungeeignete Reihen spektralanalytisch untersucht und die Ergebnisse unkritisch interpretiert werden.

Um den Überblick über den Ablauf der in dieser Arbeit durchgeführten Spektralanalyse zu erleichtern, wird er in die folgenden neun Schritte zerlegt, an denen anschließend die Problematik der Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen dargestellt wird:

1. Darstellung der Originalreihen,
2. Schätzen der Spektren der Originalreihen,
3. Auswahl zur Konjunkturanalyse geeigneter Reihen,
4. Bestimmung geeigneter Verfahren zur Trend- und/oder Saisonbereinigung,
Durchführung der Bereinigung und Darstellung der bereinigten Reihen,
5. Schätzen der Spektren der bereinigten Reihen,
6. Schätzen der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen,
7. Aufstellung einer "Rangordnung" nach der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge und der Konjunkturreagibilität,
8. Schätzen der Kreuzspektren und Analyse der Kohärenz- und Phasenschätzungen,
9. Einstufung der untersuchten Reihen als führende, gleichlaufende oder nachlaufende Konjunkturindikatoren.

5.2. DARSTELLUNG DER ZEITREIHEN

Die Darstellung der Zeitreihen in einem rechtwinkligen Koordinatensystem mit der Abszisse als Zeitachse ist ein unproblematischer Schritt in der Durchführung einer Spektralanalyse. Allerdings ist zu beachten, daß die meisten ökonomischen Reihen Flußgrößen, im Meßintervall aggregierte Größen (z. B. Umsätze, Auftragseingänge usw.) darstellen, die man gewöhnlich den Intervallmitten zuordnet. Andere Reihen bestehen aus Bestandsgrößen, Meßwerte an einem Stichtag (z. B. Lagerbestand, Arbeitslosenzahl usw.), der in ökonomischen Zeitreihen normalerweise mit dem letzten Tag eines Berichtszeitraums zusammenfällt, so daß die Bestandsgrößen den Intervallenden zuzuordnen wären. Aus Darstellungsgründen und weil die Werte entsprechender Beobachtungsintervalle zueinander in Beziehung gesetzt werden, sind auch die Bestandsgrößen über den Intervallmitten aufgetragen worden. Die Zeitreihenwerte sind linear verbunden, um die Lesbarkeit der Diagramme zu erhöhen. Nur für die Bestandsgrößen können die Verbindungslinien als lineare Interpolation der Entwicklung interpretiert werden, für die Flußgrößen haben die Linien keine reale Bedeutung.

5.3. SCHÄTZEN DER SPEKTREN DER ORIGINALREIHEN

Es ist nur zulässig das Spektrum einer Zeitreihe zu schätzen, wenn zuvor festgestellt wurde, daß die Reihe die Voraussetzungen der Spektraltheorie wenigstens näherungsweise erfüllt. Man muß also berechtigt sein, die zu analysierende Zeitreihe als eine Realisation bzw. als Ausschnitt aus einer Realisation eines stationären stochastischen Prozesses anzusehen, da nur dann das Spektrum die Verteilung der gesamten Varianz auf die voneinander unabhängigen Komponenten verschiedener Frequenz angibt.

Jeder Versuch, die Spektraldichtefunktion für eine Originalreihe aus dem Untersuchungsmaterial zu schätzen, verstößt mit großer Wahrscheinlichkeit gegen die Stationaritätsvoraussetzungen, da sie fast alle einen Trend besitzen und die Amplituden der Schwankungen zunehmen. Mit Sicherheit läßt sich dies nicht feststellen, denn die Kürze der Reihen erlaubt keine Trennung zwischen sehr langwelligen zyklischen Bewegungen (z. B. Kondratieff-Zyklen) und einer Trendkomponente. Diesen Sachverhalt formulierte O. Morgenstern "even though trends in the mean or variance appear to exist, we cannot

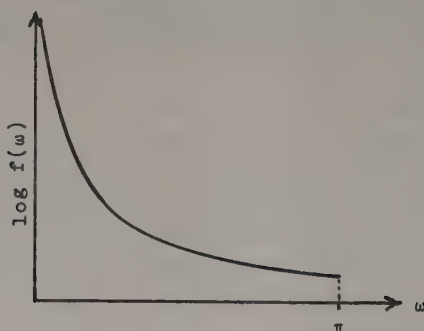
necessarily draw the conclusion that the economic system is non-stationary. It may very well be non-stationary; but it may also be that the system is stationary and that the (apparent) trend in the mean is nothing but high power residing in the low frequencies." ¹⁾

Die Komponenten mit "Trendcharakter" leisten einen sehr hohen Beitrag zur Gesamtvarianz, der im Spektrum durch eine sehr hohe Spektraldichte im Frequenzband um $\omega_0 = 0$ zum Ausdruck kommt. Durch den Glättungseffekt der Tukey-Hanning-Spektralfensterfunktion, der einen Teil dieser hohen Spektraldichte in die benachbarten Frequenzbänder überträgt, wird das Spektrum gerade in dem für eine Konjunkturanalyse interessanten Niederfrequenzbereich verzerrt. Die Annahme, daß das Spektrum die Beiträge voneinander unabhängiger zyklischer Komponenten zur Gesamtvarianz darstellt, ist nicht mehr erfüllt. Da sich die Beiträge der einzelnen Komponenten nicht von den durchgesickerten Bestandteilen trennen lassen, ist die Interpretation der Spektralschätzungen im Niederfrequenzbereich praktisch unmöglich.

Es stellt sich nun die Frage, ob die ähnliche Gestalt, die sich für fast alle Spektren zeigt, die aus unbereinigten ökonomischen Zeitreihen geschätzt werden, allein auf den Glättungseffekt der Spektralfensterfunktion zurückzuführen ist. Granger bezeichnet diese Grundform des Spektrums als "The Typical Spectral Shape of an Economic Variable" ²⁾ und beschreibt sie folgendermaßen: "The long term fluctuations in economic variables, if decomposed into frequency components, are such that the amplitude of the components decrease smoothly with decreasing period." ³⁾

-
- 1) O. Morgenstern: "A New Look At Economic Time Series Analysis", in: Money, Growth, And Methodology And Other Essays In Economics, Edited by Hegeland, H., Lund 1961, zitiert bei: Naeye: "Spektralanalytische Methoden zur Analyse ökonomischer Zeitreihen", Würzburg 1969, S. 94.
 - 2) C.W.J. Granger: "The Typical Spectral Shape of an Economic Variable", in: Econometrica, Vol. 34, 1966, S. 150/161.
 - 3) C.W.J. Granger: "The Typical Spectral Shape...", a.a.O., S.155.

Abbildung 8a: Typische Gestalt der Spektren ökonomischer Variablen

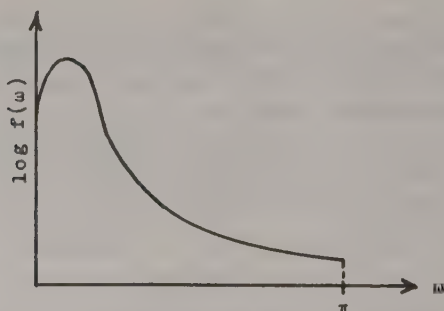


Quelle: C.W.J. Granger: "The Typical Spectral Shape...", a.a.O., S. 150.

Diesen typischen Verlauf der Spektraldichtefunktion findet man für alle Variablen, die einen "Trend" besitzen (vgl. im Anhang die Spektren der Originalreihen), doch ist er in vielen Fällen von einer Zackenkurve überlagert. Besonders für einzelne oder mehrere Saisonfrequenzen, denen die Zyklenlängen 12, 6, 6, 3, 2.4, 2 Monate entsprechen, sind lokale Maxima festzustellen, aber auch im Konjunkturbereich sind in einigen Spektren schwach ausgeprägte Gipfel zu erkennen.

Die Spektren trendfreier und trendbereinigter Reihen zeigen ebenfalls den "typischen Verlauf", wenn man von den niedrigeren Spektraldichten der Frequenzbänder um ω_0 und ω_1 absieht.

Abbildung 8b: Typische Gestalt der Spektren trendfreier oder trendbereinigter ökonomischer Variablen



Quelle: C.W.J. Granger: "The Typical Spectral Shape...", a.a.O., S. 154.

Diese Gestalt bringt die Erfahrungen der deskriptiven Zeitreihenanalyse zum Ausdruck, daß die langwelligen Bewegungen im Verlauf einer Zeitreihe nur deshalb erkannt werden können, weil sie einen höheren Beitrag zur Gesamtvarianz liefern als die kurzwelligen Schwankungen. Für die Spektralanalyse ökonomischer Reihen ist es von großer Bedeutung, daß die typische Gestalt auch für die trendbereinigten Reihen zu erwarten ist. Mit Hilfe von Regressions-schätzungen und Filterverfahren lassen sich effektive Trendausschaltungen erreichen, d. h. die Komponenten mit sehr niedrigen Frequenzen (im Frequenzband um ω_0) werden sehr stark reduziert, während die höheren Frequenzen (fast) nicht beeinflußt werden¹⁾. Die typische Gestalt des Spektrums wird durch einen Trend nicht verursacht, sondern akzentuiert²⁾.

Die Spektren der Originalreihen lassen in den meisten Fällen keine Interpretation einzelner Schwankungskomponenten zu, sondern liefern nur einen Überblick über die Unterschiede in den Amplituden der verschiedenen Zyklen und geben Hinweise auf Schwankungen, die reduziert oder ausgeschaltet werden müssen, wenn die Analyse benachbarter Frequenzbänder sinnvoll sein soll. Diesen Überblick zu gewinnen, war das Ziel der in dieser Arbeit durchgeführten Schätzung der Spektren der Originalreihen.

Die praktische Durchführung einer Spektralschätzung setzt voraus, daß der Verschiebungsparameter M festgelegt wird, der die Länge der zuerst zu schätzenden Autokovarianzfunktion und damit die Anzahl und Breite der Frequenzbänder bestimmt. Zwei konträre Gesichtspunkte sind zu beachten:

1. M darf nicht größer als ein Drittel der Reihenlänge sein, damit die berechneten Autokovarianzen noch genügend Information über den Reihenverlauf enthalten.
2. M sollte möglichst groß gewählt werden, damit die Frequenzbänder schmal werden (die Auflösung des Spektrums erhöht wird), um eine ausreichend genaue Analyse im Konjunkturbereich zu ermöglichen. Dabei ist zu beachten, daß die Varianz der geschätzten Spektraldichten³⁾ mit abnehmender Breite der Frequenzbänder wächst, so daß die Analyse unsicherer wird.

1) C.W.J. Granger: "The Typical Spectral Shape...", a.a.O., S. 154.

2) Ebenda S. 155 ff.

3) C.W.J. Granger and M. Hatanaka, a.a.O., S. 44.
Eckard Gröhn: a.a.O., S. 60 f.

Abbildung 9a: Anfangsspektren der Originalreihen (nat.Logarithmus)

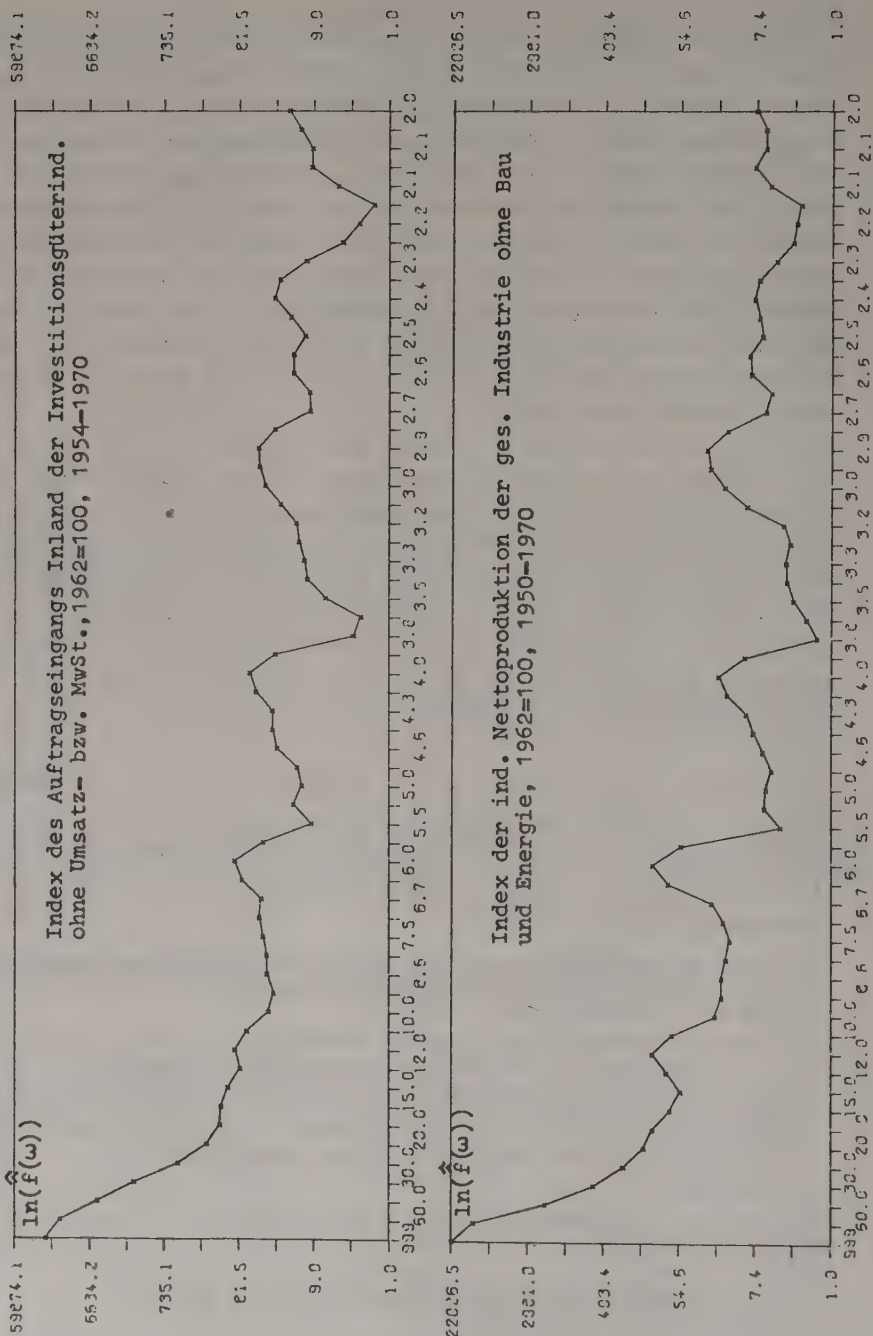
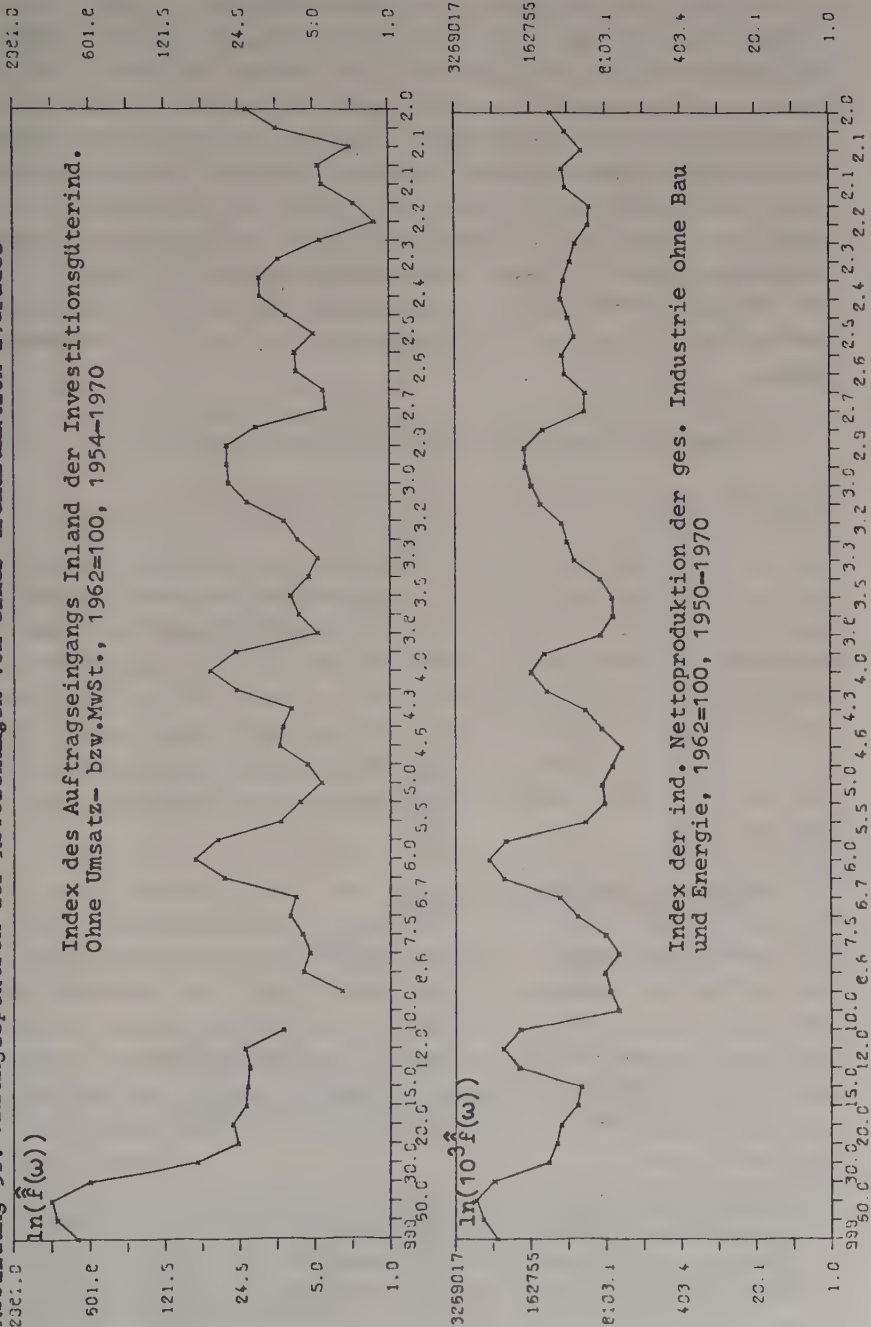


Abbildung 9b: Anfangsspektren der Abweichungen von einer Trendfunktion 2.Grades



Die vorliegenden Zeitreihen, die eine Länge von 21 bzw. 17 Jahren besitzen, lassen ein M, das fünf Jahren entspricht ($M=60$ Monate für Monatsdaten und $M=20$ Quartale für Vierteljahresdaten) als geeignet erscheinen, denn es liegt unter der Grenze $n/3$ und liefert Schätzwerte für die ökonomisch relevanten Konjunkturschwankungen und Saisonkomponenten, deren Periodenlängen aus der deskriptiven Zeitreihenanalyse bekannt sind. Die Länge der Konjunkturbewegungen wird mit 4 bis 5 Jahren angegeben¹⁾. Die Analyse der Quartalswerte liefert für die Saisonschwankungen nur Schätzwerte bis zur 6-Monatsschwankung, d. h. Bewegungen mit kürzeren mittleren Zyklenlängen können mit den Vierteljahresreihen nicht untersucht werden.

5.4. AUSWAHL ZUR KONJUNKTURANALYSE GEEIGNETER REIHEN

Zur Konjunkturanalyse geeignete Reihen lassen sich nur schwer nach den Spektren der Originalreihen auswählen, da fast alle ökonomischen Variablen starke Trendkomponenten besitzen, die die Konjunkturschwankungen in den Spektren nicht deutlich sichtbar werden lassen. In dieser Arbeit sind daher aufgrund der Spektren der Originalreihen keine Reihen aus der Analyse ausgeschlossen worden, um eventuelle Fehlentscheidungen zu vermeiden. Die Spektren der Originalreihen zeigen, daß Konjunkturanalysen für die meisten Reihen nur nach Ausschaltung oder weitgehender Reduzierung der zur Trendkomponente zusammengefaßten Bewegungen durchführbar sind.

5.5. TREND- UND SAISONBEREINIGUNG

Die Trendbereinigung, die nur mit Hilfe einer Trendschätzung durchgeführt werden kann, da der wahre Trend nicht bekannt ist, muß einerseits so vollständig sein, daß eine eventuell zurückbleibende Komponente das Spektrum durch Leakage-Effekte nicht merklich beeinflusst, andererseits muß die Bereinigung auf einen relativ schmalen Frequenzbereich beschränkt sein, damit die

1) Eckard Gröhn: a.a.O., S. 11 f.
Sachverständigenrat: Jahresgutachten 1968/69 "Alternativen außenwirtschaftlicher Anpassung", a.a.O., S. 9, Zi. 31.
Deutsche Bundesbank: "Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank für 1970", Frankfurt 1971, S. 24 f.
"Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank für das Jahr 1969", Frankfurt 1970, S. 24 f.

Schwankungen im Konjunkturbereich in ihrer ursprünglichen Form und Stärke erhalten bleiben. Operationen, die eine Reihe $\{x_t\}$ in eine von einer Komponente oder den Komponenten eines oder mehrerer Frequenzbereiche bereinigte Reihe $\{y_t\}$ transformieren, werden Filter genannt. Ideal wären Filter, die nur eine einzelne Frequenz ausschalten würden und alle anderen Frequenzen unverändert ließen. In der Praxis ist es nicht möglich, so enge Filter für so kurze Reihen zu konstruieren. Die vorhandenen Filter reduzieren mehr oder weniger breite Frequenzbänder, deren einzelne Frequenzen dabei unterschiedlich stark herausgefiltert werden.

Vor der Diskussion der einzelnen in dieser Untersuchung verwendeten Bereinigungsverfahren sollen noch einige allgemeine Bemerkungen über Filter und ihre Eigenschaften zusammengestellt werden.

Die gebräuchlichsten Filterverfahren zur Bereinigung ökonomischer Zeitreihen sind:

1. Regressionsschätzungen,
2. gleitende Durchschnitte,
3. Bildung von Differenzen oder Quasi-Differenzen der Zeitreihenwerte¹⁾.

Die Filter lassen sich einteilen in:

1. lineare und nichtlineare Filter,
2. zeitunabhängige und zeitabhängige Filter.

Die einfachsten und in ihren Auswirkungen auf die Spektren der gefilterten Reihen am leichtesten zu berechnenden Filter sind die linearen, zeitunabhängigen Filter. Sie stellen Lineartransformationen²⁾ einer Inputreihe $\{x_t\}$ in eine Outputreihe $\{y_t\}$ der Form

$$y_t = L(x_t) = \sum_{j=a}^b \alpha_j \cdot x_{t+j} \quad \text{mit } a < b$$

dar, mit konstanten Koeffizienten α_j für alle Zeitpunkte t .

¹⁾ Siegfried Heiler: "Analyse der Struktur wirtschaftlicher Prozesse durch Zerlegung von Zeitreihen", Diss. Tübingen 1966, S. 34 f.

²⁾ Ebenda S. 35.
Wolfgang Wetzlar: "Hinweise auf einige theoretische Grundlagen...", a.a.O., S. 34.

Die Wirkung eines Filters auf das Spektrum eines stationären Prozesses besteht in einer Multiplikation des ursprünglichen Spektrums mit der Transferfunktion $T_L(\omega)$ des Filters L. Die Transferfunktion läßt sich aus der Frequenz-Antwort-Funktion $A_L(\omega)$ berechnen, die als Fourier-Transformierte des Filters L definiert ist. Die Frequenz-Antwort-Funktion eines linearen, zeitunabhängigen Filters ist:

$$A_L(\omega) = \sum_{j=a}^b \alpha_j \cdot e^{i\omega j}.$$

Daraus ergibt sich die Transferfunktion:

$$T_L(\omega) = A_L(\omega) \cdot \overline{A_L(\omega)},$$

worin $\overline{A_L(\omega)}$ die konjugierte Komplexe von $A_L(\omega)$ ist¹⁾.

Die Transferfunktionen beschreiben die Wirkungen der Filter auf alle Frequenzbänder und verdeutlichen neben der beabsichtigten Reduzierung der Spektraldichte eines Frequenzbandes die auftretenden Verzerrungen (Verstärkungen und Schwächungen) in Frequenzbereichen, die nicht verändert werden sollten. Neben dieser Multiplikation der Spektraldichten treten in der Regel noch Phasenverschiebungen auf, denn im allgemeinen ist die Frequenz-Antwort-Funktion komplexwertig²⁾

$$A_L(\omega) = A_{L1}(\omega) + iA_{L2}(\omega),$$

so daß eine Phasenverschiebung um

$$\phi(\omega) = \arctan \frac{\text{Im } A_L(\omega)}{\text{Re } A_L(\omega)}$$

erfolgt. Da eine Phasenverschiebung unerwünscht ist, besonders wenn im Anschluß an den Filterprozeß eine Kreuzspektralanalyse durchgeführt werden soll, werden in der Praxis symmetrische Filter bevorzugt, die keine Phasenverschiebung erzeugen³⁾.

1) Wolfgang Wetzels: "Hinweise auf einige theoretische Grundlagen...", a.a.O., S. 35.

2) Ebenda S. 36.

3) Ebenda S. 37.

Ein symmetrischer, linearer, zeitunabhängiger Filter hat die Gestalt:

$$y_t = L(x_t) = \sum_{j=-a}^a \alpha_j \cdot x_{t+j} \quad \text{mit } \alpha_j = \alpha_{-j}.$$

Der bekannteste, symmetrische, lineare, zeitunabhängige Filter ist der zentrierte 12-Monatsdurchschnitt. Will man die Trendkomponente mit Hilfe dieses Filters eliminieren, so bildet man:

$$y_t = L(x_t) = x_t - \sum_{j=-6}^6 \alpha_j \cdot x_{t+j}$$

$$\text{mit } \alpha_0 = 1/12$$

$$\alpha_j = 1/12 \quad \text{für } j=1,2,3,4,5$$

$$\alpha_6 = 1/24$$

$$\text{und } \alpha_j = \alpha_{-j}$$

Aus der Frequenz-Antwort-Funktion:

$$\begin{aligned} A_L(\omega) &= 1 - \sum_{j=-6}^6 \alpha_j \cdot e^{i\omega j} \\ &= 1 - \alpha_0 - \sum_{j=1}^6 \alpha_j \cdot (e^{i\omega j} + e^{-i\omega j}) \\ &= \frac{11}{12} - 2 \cdot \sum_{j=1}^6 \alpha_j \cdot \cos(\omega \cdot j), \end{aligned}$$

die nur aus dem Realteil besteht, folgt die Transferfunktion¹⁾:

$$\begin{aligned} T_L(\omega) &= A_L(\omega) \cdot \overline{A_L(\omega)} \\ &= \left[\frac{11}{12} - 2 \cdot \sum_{j=1}^6 \alpha_j \cdot \cos(\omega \cdot j) \right]^2 \\ &= \left[\frac{11}{12} \cdot (11 - 2 \cdot \sum_{j=1}^5 \cos(\omega \cdot j) - \cos(6 \cdot \omega)) \right]^2 \end{aligned}$$

¹⁾ Anm.: Graphische Darstellungen der Transferfunktion findet man bei: Wolfgang Wetzels: "Hinweise auf einige theoretische Grundlagen...", a.a.O., S. 36 und Karl August Schäffer: "Beurteilung einiger herkömmlicher Methoden zur Analyse ökonomischer Zeitreihen", in: Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, Sonderheft zum AstA Heft 1, Hrsg. Wolfgang Wetzels, Göttingen 1970, S. 146.

Der symmetrische 12-Monatsdurchschnitt wird häufiger zur Ausschaltung der Saisonkomponente herangezogen. Man bildet:

$$y_t = L^*(x_t) = \sum_{j=-6}^6 \alpha_j \cdot x_{t+j}$$

$$\text{mit } \alpha_j = 1/12 \quad \text{für } j = -5, \dots, 0, \dots, 5$$

$$\alpha_6 = 1/24 = \alpha_{-6}.$$

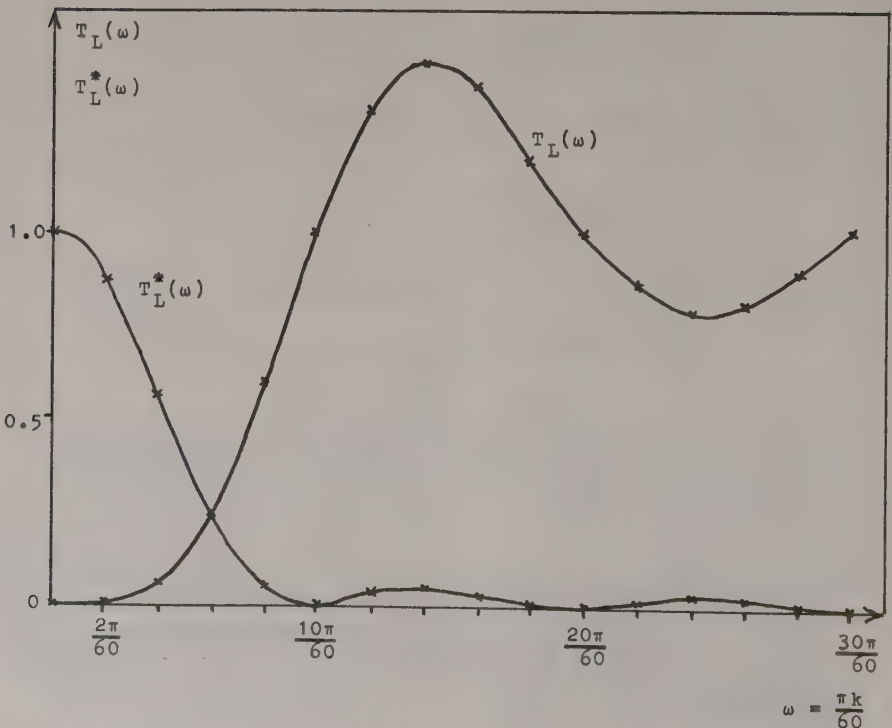
Aus der Frequenz-Antwort-Funktion:

$$\begin{aligned} A_L^*(\omega) &= \sum_{j=-6}^6 \alpha_j \cdot e^{i\omega j} \\ &= \frac{1}{12} + 2 \cdot \sum_{j=1}^6 \alpha_j \cdot \cos(\omega \cdot j), \end{aligned}$$

die nur aus dem Realteil besteht, folgt die Transferfunktion:

$$T_L^*(\omega) = \left(\frac{1}{12} + 2 \cdot \sum_{j=1}^5 \cos(\omega \cdot j) + \cos(6 \cdot \omega) \right)^2.$$

Abbildung 10: Transferfunktionen des symmetrischen 12-Monatsdurchschnitts zur Trendbereinigung $T_L(\omega)$ und zur Saisonbereinigung $T_L^*(\omega)$



Die Verläufe der beiden Transferfunktionen verdeutlichen die Berechtigung der in vielen statistischen Lehrbüchern ausgesprochenen Warnung vor der Anwendung von Filtern oder gleitenden Durchschnitten auf Zeitreihen. Die zugrunde liegenden Überlegungen bauen auf den Arbeiten von Yule¹⁾ und Slutsky²⁾ auf, die unabhängig voneinander gezeigt haben, daß durch mehrfache Anwendung von Differenzen- und/oder Summenbildung auf benachbarte Werte einer Zufallszahlenfolge periodische Bewegungen entstehen.

Dieser Effekt wird in einer stark vereinfachten Darstellung von C.W.J. Granger folgendermaßen beschrieben³⁾:

Hat eine Reihe $\{x_t\}$ das Spektrum $f(\omega)$, dann besitzt die Reihe der Summen $\{y_t\}$ mit $y_t = x_t + x_{t+1}$ das Spektrum $T_S(\omega) \cdot f(\omega)$, die Reihe der Differenzen $\{z_t\}$ mit $z_t = x_t - x_{t-1}$ das Spektrum $T_D(\omega) \cdot f(\omega)$.

Die beiden Transferfunktionen $T_S(\omega)$ und $T_D(\omega)$ berechnen sich aus den zeitinvarianten Filtern:

$$y_t = L_S(x_t) = x_t + x_{t+1}$$

$$z_t = L_D(x_t) = x_t - x_{t-1}$$

$$T_S(\omega) = (1 + e^{-i\omega}) \cdot (1 + e^{i\omega}) = 2 \cdot (1 + \cos \omega)$$

$$T_D(\omega) = (1 - e^{-i\omega}) \cdot (1 - e^{i\omega}) = 2 \cdot (1 - \cos \omega) \quad .$$

Führt man die Summen- und Differenzenbildung mehrfach aus, so erhält man die Gesamtwirkung auf das Spektrum der gefilterten Reihe durch Multiplikation der Transferfunktionen. Die Transferfunktion für n Summen- und m Differenzenbildungen lautet:

$$\begin{aligned} T(\omega) &= T_S(\omega)^n \cdot T_D(\omega)^m \\ &= 2^{n+m} \cdot (1 + \cos \omega)^n \cdot (1 - \cos \omega)^m \quad . \end{aligned}$$

1) G.U. Yule: "Why Do We Sometimes Get Nonsense-Correlations Between Time-Series?—A Study in Sampling and the Nature of Time-Series", in: Journal of the Royal Statistical, Series A, Vol. 89, 1926, S. 1.

2) Eugen Slutsky: "The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes", in: Econometrica, Vol. 5, 1937, S. 105/146.

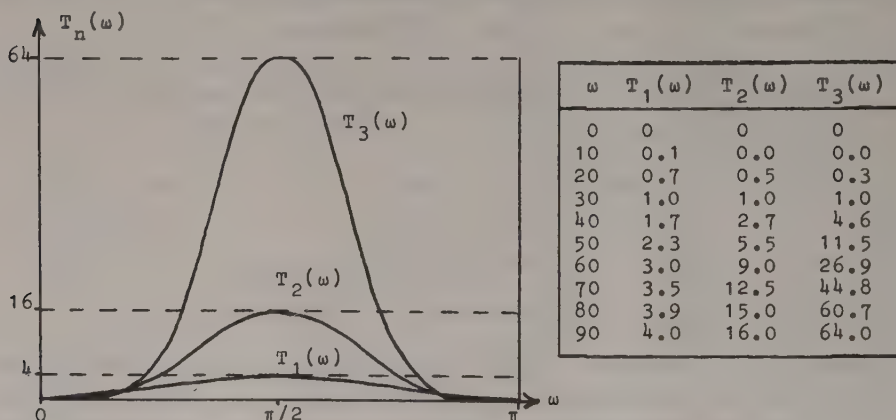
3) C.W.J. Granger and M. Hatanaka, a.a.O., S. 41 f.

Im Spezialfall $n=m$ ergibt sich daraus:

$$\begin{aligned} T(\omega) &= T_S^n \cdot T_D^n = 4^n \cdot (1 + \cos \omega)^n \cdot (1 - \cos \omega)^n \\ &= 4^n \cdot (\sin \omega)^{2n} \end{aligned}$$

Für wachsende n und m wird die Transferfunktion schmäler und höher, sie hat ihr Maximum für $\omega = \pi/2$. In den Zeitbereich übertragen bedeutet dies, daß Zyklen mit einer mittleren Periode von 4 Zeiteinheiten entstehen: Aus $\omega_i = \frac{2\pi \cdot i}{2M} = \frac{\pi}{2}$ folgt $i = \frac{M}{2}$ und $p_i = \frac{2M}{i} = \frac{2M \cdot 2}{M} = 4$.

Abbildung 11: Veränderung der Transferfunktion $T_n(\omega) = 4^n \cdot \sin^{2n} \omega$ mit der Anzahl n der Summen- und Differenzenbildungen



In der Praxis werden nicht nur zeitunabhängige Filter benutzt, deren Transferfunktionen sich leicht berechnen lassen. Ein gebräuchlicher, nicht zeitinvarianter Filter ist die Berechnung einer Regressionsfunktion¹⁾. C.W.J. Granger faßt die Wirkung einer Trendbereinigung mit Hilfe einer Regressionsschätzung folgendermaßen zusammen: "It is known both from theory and experience that polynomial regression and subtraction does not affect to any worthwhile extent the spectral estimates of frequency bands other than the band centered on zero frequency, which it effectively removes"²⁾.

1) Siegfried Heiler: "Analyse der Struktur wirtschaftlicher Prozesse...", a.a.O., S. 35.

2) C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 136.

E. Gröhn reduzierte in seiner Untersuchung die Trendkomponenten durch Subtraktion geschätzter linearer oder exponentieller Regressionsfunktionen¹⁾.

Ein Vergleich der Spektren der Originalreihen und der durch Subtraktion geschätzter quadratischer Trends bereinigten Reihen zeigt auf den ersten Blick wenig Übereinstimmung, da in den meisten Reihen die Trendkomponenten sehr stark sind und durch Leakage-Effekte einen großen Teil der Spektren beeinflussen. Erst ab dem dritten oder vierten Frequenzband ist eine ungefähr gleiche Gestalt der Spektren festzustellen, allerdings liegen die Werte der Spektraldichte für die Originalreihen höher, weil die Spektraldichtefunktion der jeweiligen Trendkomponente mit wachsender Frequenz gegen Null konvergiert²⁾. Für Reihen mit schwacher Trendkomponente (z. B. Auftragseingang/Umsatz Industrie gesamt, Reihe 16 oder 17) sind die Spektren vom zweiten Frequenzband an praktisch identisch, d. h. nicht nur die Gestalt, auch die Beträge der einzelnen Spektraldichten stimmen annähernd überein.

Tendenziell ergibt sich das Spektrum einer durch Subtraktion einer Regressionsfunktion bereinigten Reihe durch Subtraktion des Spektrums der geschätzten Trendfunktion vom Spektrum der Originalreihe. Exakt läßt sich das Spektrum der bereinigten Reihe auf diese Weise nicht gewinnen, da der wirkliche langfristige Verlauf z. T. erheblich vom geschätzten Trend abweicht.

Die durch Subtraktion geschätzter Regressionsfunktionen zweiten Grades erzielte starke Reduzierung der langfristigen Komponenten und die geringe Beeinflussung aller anderen Schwankungskomponenten zeigt, daß es für einen großen Teil des Datenmaterials sinnvoll ist, die Trendbereinigung auf diese Weise durchzuführen. Um einen Vergleich mit anderen Filtern und ihren Wirkungen zu haben, wurden folgende weitere Verfahren zur Trendbereinigung herangezogen:

1. relative Abweichungen vom Trend (Regressionsfunktion zweiten Grades) der mit Hilfe zentrierter 12-Monatsdurchschnitte saisonbereinigten Reihe, kurz als "Relative Abweichungen..." bezeichnet,
2. Berechnung von Wachstumsraten,
3. Anwendung des Trend-Saison-Filters³⁾.

¹⁾ Eckard Gröhn: a.a.O., S. 89 ff.

²⁾ C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 129 ff, besonders die graphische Darstellung S. 131, vgl. Abbildung 12a.

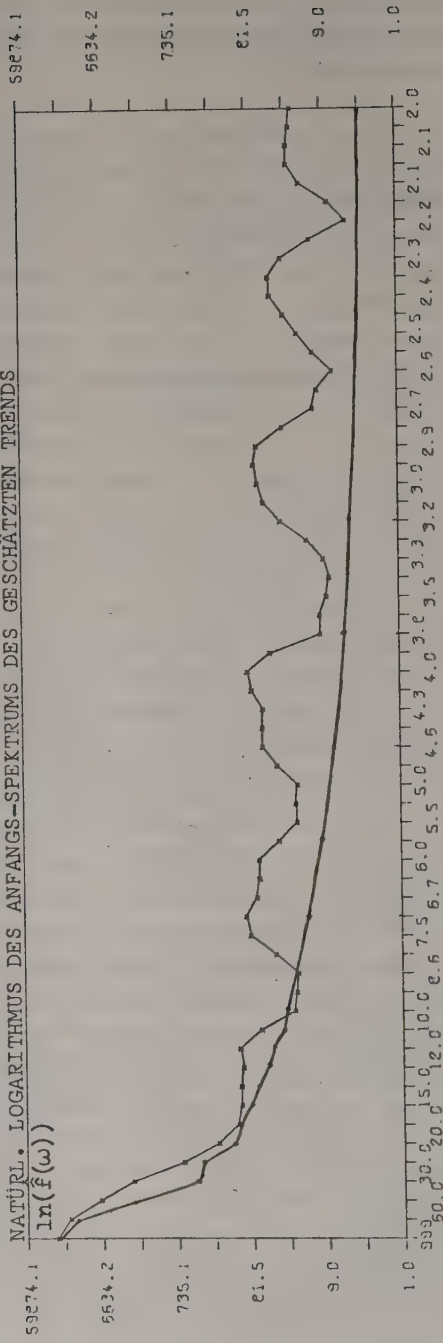
³⁾ Vgl. 5.5.3.

Abbildung 12a:

13 INDEX AUFTRAGSEING. INLAND MASCHINENBAU OH. U- MW-ST, 1962=100, M. 154-1270

NATUERL. LOGARITHMUS DES ANFANGS-SPEKTRUMS DER ORIGINALREIHE

NATÜRL. LOGARITHMUS DES ANFANGS-SPEKTRUMS DES GESCHÄTZTEN TRENDS

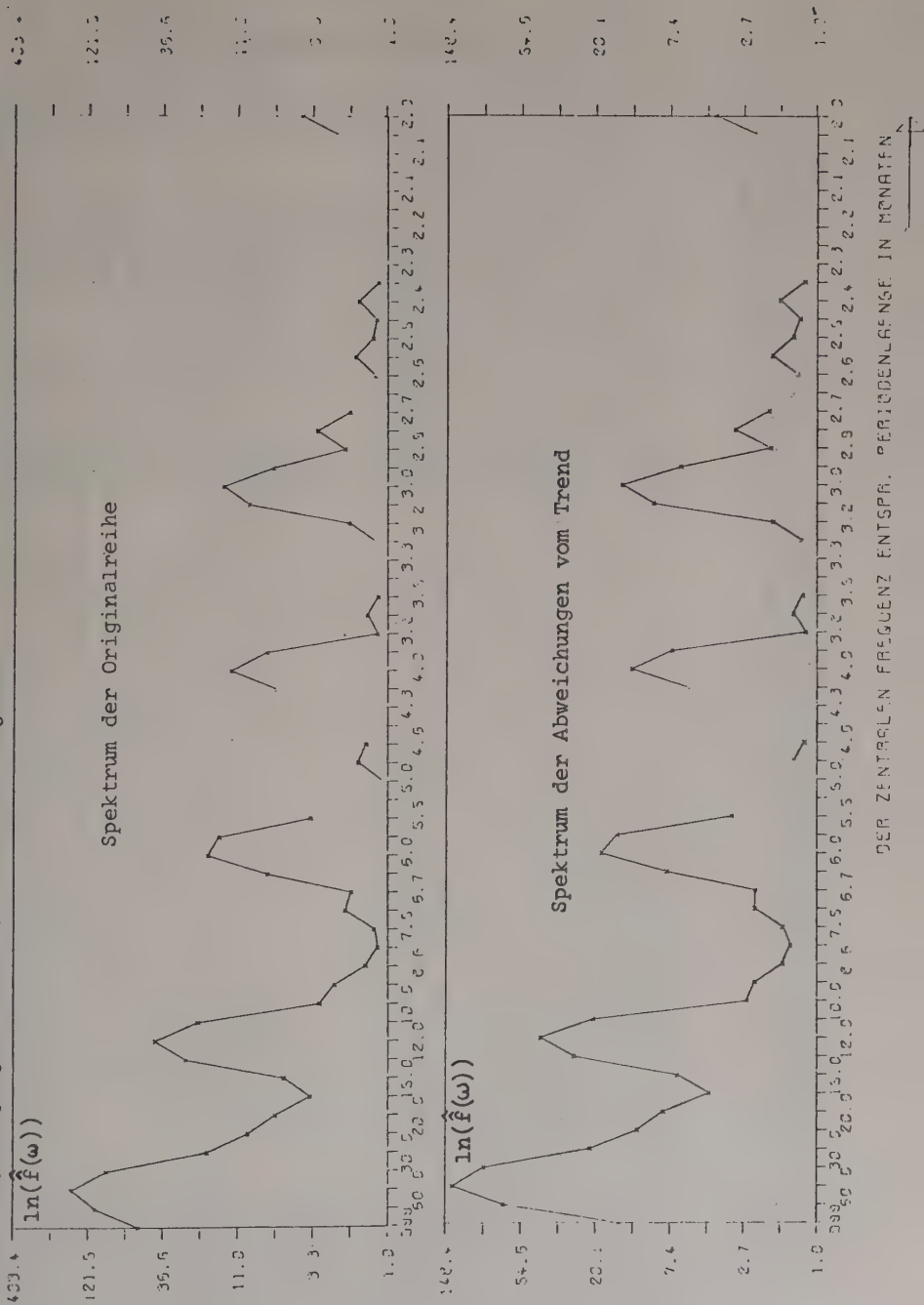


DER ZENTRALEN FREQUENZ ENTSPR. PERIODENLÄNGE IN MONATÉN



Abbildung 12b:

Spektren der Originalreihe und der Abweichungen von einem geschätzten Trend 2. Grades der Reihe:
16 Auftragseingang zu Umsatz, Industrie insgesamt



5.5.1. FILTERWIRKUNG DER "RELATIVEN ABWEICHUNGEN..."

Die "Relativen Abweichungen..." werden gebildet, um die Konjunkturkomponenten möglichst isoliert untersuchen zu können. Dazu werden drei Operationen durchgeführt:

1. Mit dem zentrierten 12-Monatsdurchschnitt (bzw. 4-Quartalsdurchschnitt) werden alle hochfrequenten Schwankungen ausgeschaltet. Leider wird auch die 40-Monatsschwankung auf ca. 75 vH ihrer tatsächlichen Stärke reduziert, so daß das Spektrum im Konjunkturbereich eine leichte Verschiebung zu den langen Wellen aufweist (vgl. Tabelle A2).
2. Die Subtraktion der über den ganzen Beobachtungszeitraum geschätzten Regressionsfunktion zweiten Grades¹⁾ schaltet die Trendkomponente weitgehend aus.
3. Die Division der absoluten Abweichungen vom geschätzten Trend durch den Trend soll die Varianz der "Relativen Abweichungen ..." annähernd stationär machen, da die absoluten Schwankungen um den Trend in den meisten Reihen multiplikativ mit dem Trend verbunden sind.

Diese Operationen sind jedoch nur sinnvoll, wenn der geschätzte Trend an keiner Stelle nahe Null ist und schon gar nicht die Abszisse schneidet. In diesen Fällen würden durch die Division in der Nähe der Nullstellen sehr hohe Werte entstehen (und eventuell Vorzeichenänderungen eintreten), die die Spektralschätzungen stark verfälschen. Werden in einer Analyse alle vorhandenen Zeitreihen dem gleichen Bereinigungsverfahren unterzogen, so müssen die Verläufe der bereinigten Reihen auf eventuelle Verzerrungen untersucht werden. Wird dies unterlassen, so können leicht Fehler auftreten, die sich an den spektralanalytischen Schätzwerten nur schwer erkennen lassen. Ein Beispiel ist die Reihe 18 "Arbeitslose zu Offene Stellen". Die Bildung der "Relativen Abweichungen ..." ist ungeeignet, weil die geschätzte Regressionsfunktion für die überall positive Zeitreihe in einem 47 Monate langen Intervall (Mai 1963 bis März 1967) negative Werte besitzt (vgl. Abb. 13a), so daß die "Relativen Abweichungen..." (vgl. Abb. 13b) zwei sehr hohe Sprünge aufweisen, die mit den ökonomischen Eigenschaften der Reihe in keinem Zusammenhang stehen.

¹⁾ Anm.: Es scheint zweckmäßig zu sein, die Trendkomponenten durch ein Polynom zweiten Grades zu approximieren, da es sich einerseits dem Reihenverlauf wesentlich besser anpaßt als eine lineare Funktion (vgl. Abb. 13c). Andererseits ist ein Polynom zweiten Grades nicht so flexibel, daß es einen Teil der Konjunkturbewegungen nachzeichnete, der dann nach einer Subtraktion der Regressionsfunktion aus der trendbereinigten Reihe herausgefiltert wäre.

Abbildung 13a: Arbeitslose/Offene Stellen 1950-1970, Zeitreihe und geschätzter Trend 2.Grades

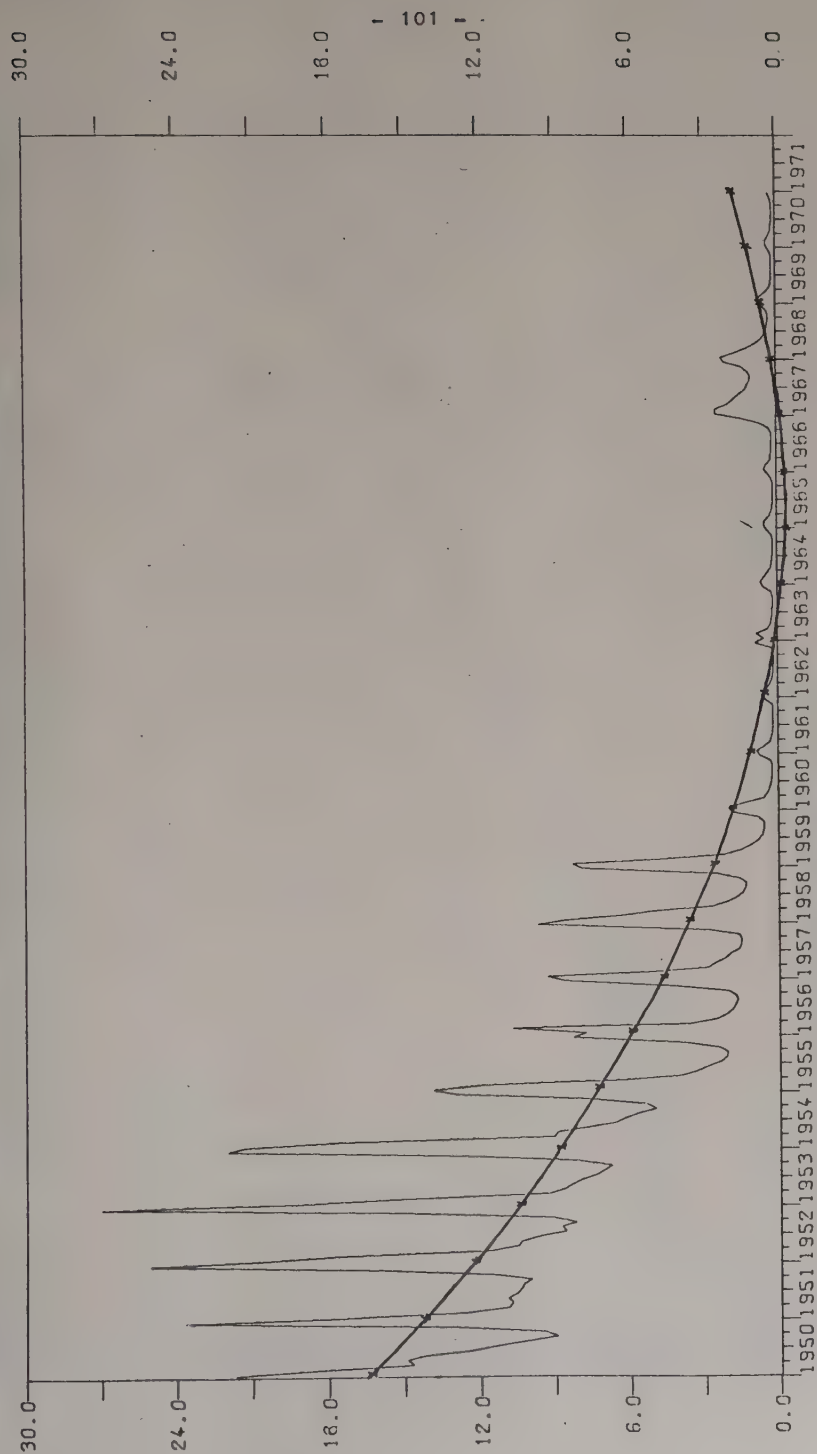


Abbildung 13b: Spektrum der "Relativen Abweichungen..." der Reihe 18:
Arbeitslose/Offene Stellen 1950-1970

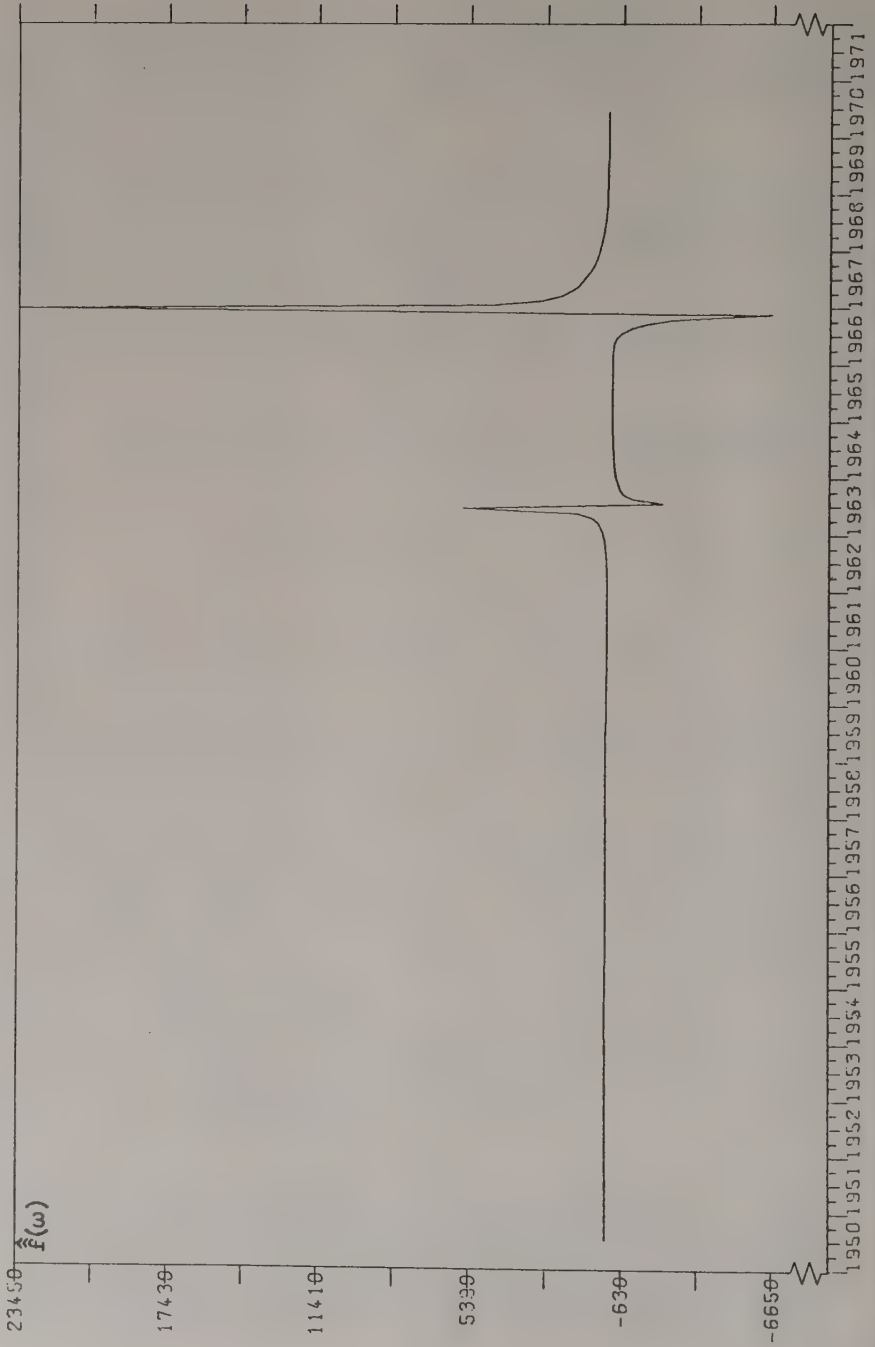
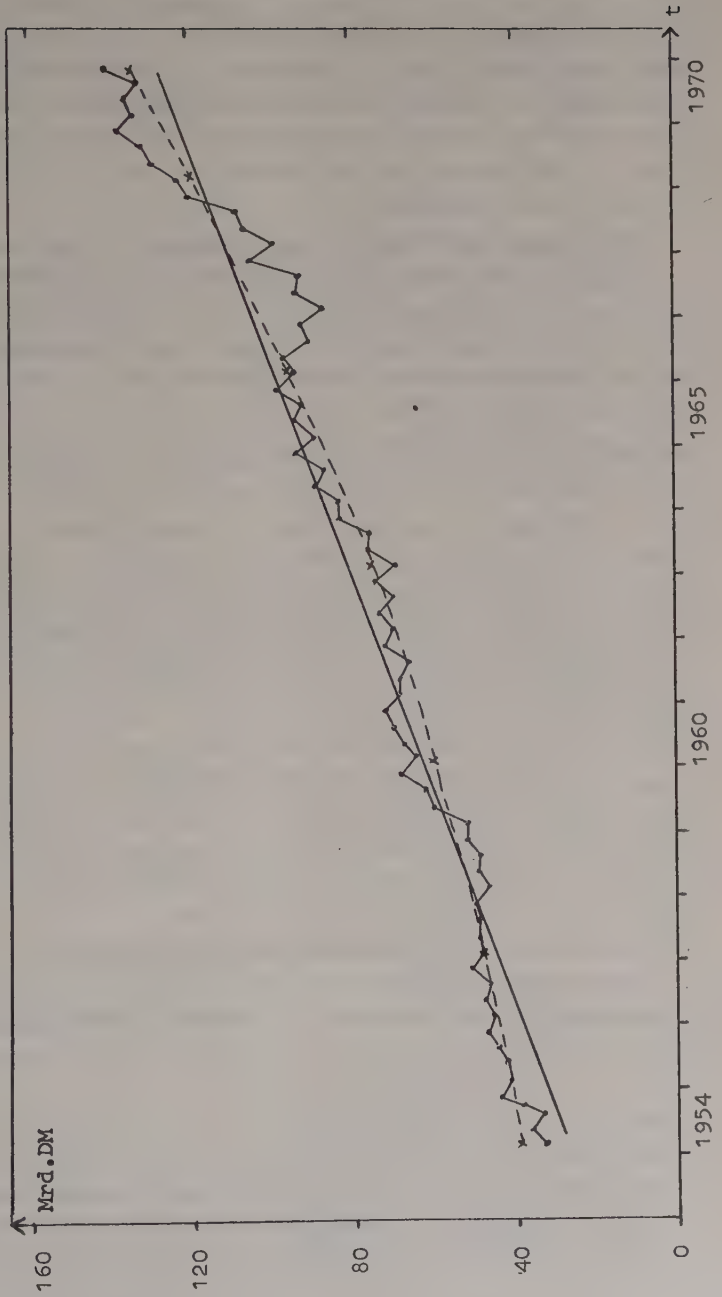


Abbildung 13c: Auftragseingang Industrie gesamt in lfd. Preisen 1954-1970
Zeitreihe, linearer Trend und Trend 2.Grades



5.5.2. FILTERWIRKUNG DER WACHSTUMSRATEN

Die Untersuchung der Wachstumsraten scheint gerade in der Konjunkturanalyse angebracht zu sein, denn in der Nachkriegszeit sind die Konjunktur- und Wachstumsschwankungen lange als das gleiche Phänomen angesehen worden. Diese Gleichsetzung bedarf einer Überprüfung, denn die Berechnung der Wachstumsraten ist mit einer dreifachen Filterwirkung verbunden:

1. Die Varianz der langfristigen Komponente wird durch die Differenzenbildung reduziert. (Der Grad eines Polynoms wird um 1 vermindert, vgl. *Variate Difference Method*¹⁾).
2. Durch den Vorjahresvergleich wird eine Saisonschwankung reduziert (eine konstante Saisonfigur wird vollkommen eliminiert).
3. Die Quotientenbildung reduziert die mit dem Trend multiplikativ verknüpften Schwankungskomponenten.

Am besten lassen sich die Unterschiede, die zwischen den Spektren der Wachstumsraten und den Spektren der Abweichungen von einer Regressionsfunktion bestehen, an der Transferfunktion für die Wachstumsraten erklären. Unter der Annahme, daß die zu analysierende Reihe aus einer Überlagerung periodischer Komponenten verschiedener Zyklenlänge besteht, läßt sich der Verstärkungseffekt, der bereits aus der "*Variate Difference Method*"¹⁾ für periodische Komponenten bekannt ist, leicht ableiten.

Die gegebene Zeitreihe sei:

$$x_t = A \cdot \sin \alpha \quad \text{mit } \alpha = \frac{2 \cdot \pi \cdot t}{p} .$$

Die Folge der Differenzen sei:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t - x_{t-12} & \phi &= \frac{2 \cdot \pi \cdot 12}{p} \\ &= A \cdot \sin \alpha - A \cdot \sin(\alpha - \phi) . \end{aligned}$$

(p = Periodenlänge, ϕ = Phasenverschiebung um 12 Monate)

Mit Hilfe von $\sin \alpha - \sin \beta = 2 \cdot \cos\left(\frac{\alpha + \beta}{2}\right) \cdot \sin\left(\frac{\alpha - \beta}{2}\right)$ ergibt sich für die Differenzen:

$$y_t = 2 \cdot A \sin \frac{\phi}{2} \cdot \cos\left(\alpha - \frac{\phi}{2}\right) .$$

¹⁾ Vgl. M.G. Kendall and A. Stuart: *The Advanced Theory of Statistics*, Vol. 3 "Design and Analysis, and Time Series", London 1966, S.390 ff.

Die Folge der Differenzen besteht also aus einer periodischen Funktion der gleichen Zyklendauer, deren Amplitude mit dem Faktor $2 \cdot \sin \frac{\phi}{2}$ multipliziert ist und die eine Phasenverschiebung erfahren hat. Der Faktor $2 \cdot \sin \frac{\phi}{2}$ ist von der Periodenlänge p abhängig. Für $\sin \frac{\phi}{2} > 0.5$ wird die Schwingung verstärkt, während für $\sin \frac{\phi}{2} < 0.5$ eine Dämpfung erfolgt.

Die Tabelle 6 und die Abbildung 14 zeigen die Verstärkungs- und Dämpfungsfaktoren in Abhängigkeit von der Periodenlänge p . Im Konjunkturband um die Fünfjahresschwankung scheinen die Verstärkungsfaktoren nicht sehr stark zu sein und auch keine großen Unterschiede aufzuweisen. Sie gehen jedoch mit ihren Quadraten in die Autokovarianzfunktion ein, so daß erhebliche Verzerrungen innerhalb des Konjunkturbandes auftreten können, denn die Vierjahresschwankungen werden mit dem Faktor 2 gewichtet, während die 80-Monatschwankungen nur mit etwa 83 vH ihrer wahren Stärke berücksichtigt werden.

Diese Verstärkungs- bzw. Dämpfungsfaktoren haben nur tendenziellen Charakter, denn in den ökonomischen Zeitreihen sind sicher keine rein periodischen Komponenten enthalten. Neben der Differenz ist in der Berechnung der Wachstumsraten noch die Division durch den Vorjahreswert zu beachten. Durch diese Operation werden in ökonomischen Reihen keine wesentlichen Veränderungen erzeugt, da unter der Voraussetzung, daß der Trend wesentlich größer als Null und wesentlich größer als der Betrag der Abweichungen ist, die Zeitreihenwerte hauptsächlich durch den Trend oder Mittelwert in ihrem Betrag bestimmt werden und nicht durch die zyklischen Komponenten.

Die Abbildung 14 verdeutlicht, daß die Spektren der Wachstumsraten im Konjunkturbereich zu den höheren Frequenzen verschoben werden, da die kürzeren Schwankungen verstärkt in die Autokovarianzschätzung eingehen.

Die Phasenverschiebung läßt sich ebenfalls anschaulich herleiten. Aus der Funktion:

$$x_t = \sin \alpha$$

$$\text{wurde } y_t = A \cdot \cos\left(\alpha - \frac{\phi}{2}\right) = A \cdot \cos\left(\frac{2\pi}{p} \cdot (t-6)\right) .$$

Tabelle 6: Verstärkungs- bzw. Dämpfungsfaktoren und Phasenverschiebungen in den Wachstumsraten durch die Differenzenbildung zwischen entsprechenden Jahreswerten

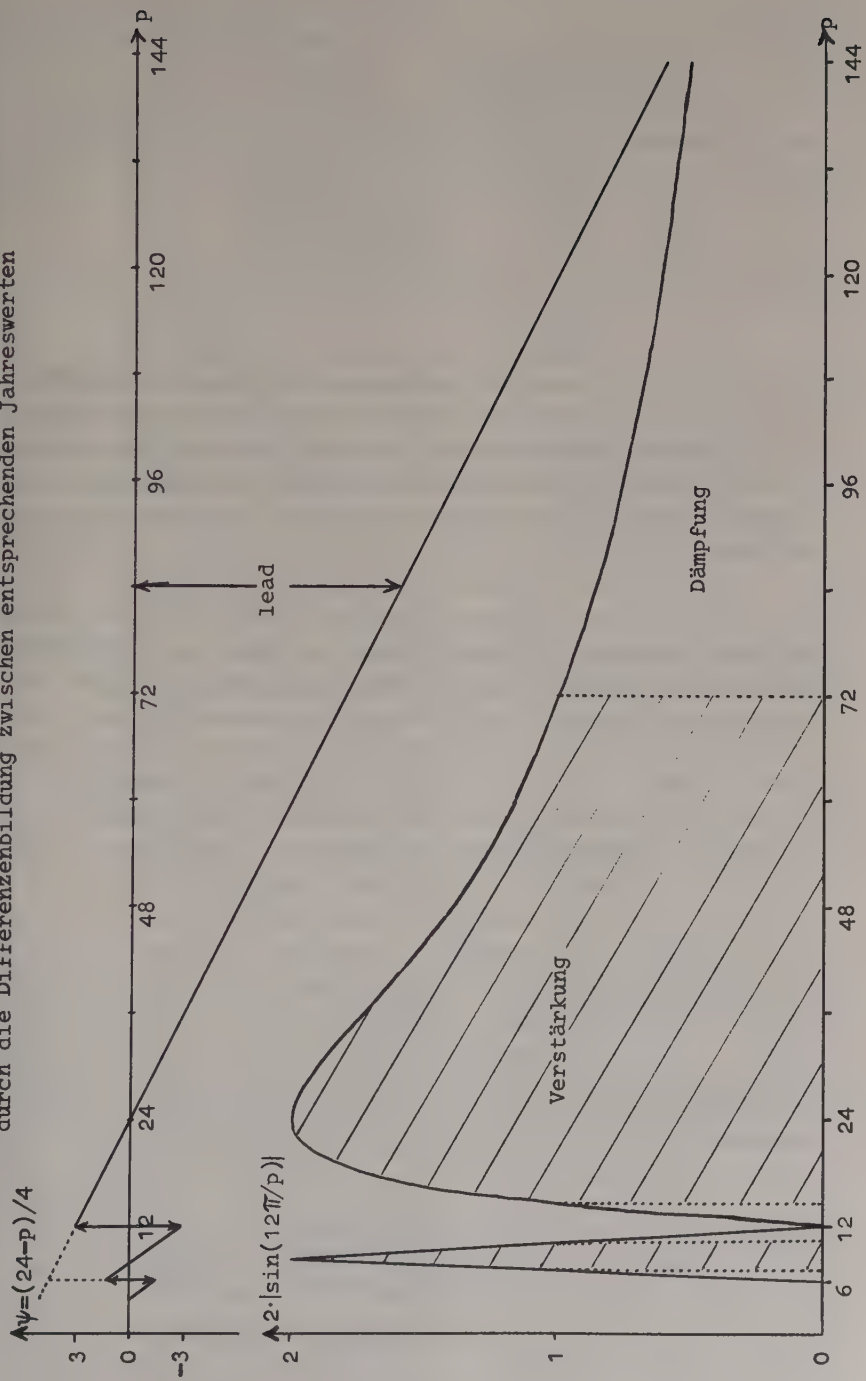
Periodenlänge in Monaten p	Verstärkungs- bzw. Dämpfungsfaktor $2 \cdot \sin(\pi \cdot 12/p) $	Phasenverschiebung in Grad: $\phi =$ $(24-p) \cdot 90/p$	in Monaten $\phi \cdot p/360$
6	0	+90	+1.5
8	2	0	0
9	1.73	-30	-0.75
10	1.17	-54	-1.5
11	.67	-74	-2.25
12	0	+90	+3.0
14	.87	64	2.5
16	1.41	45	2
18	1.73	30	1.5
20	1.90	18	1
22	1.99	8.2	0.5
24	2	0	0
36	1.73	-30	-3
48	1.41	-45	-6
60	1.17	-54	-9
72	1	-60	-12
80	.91	-63	-14
84	.87	-64	-15
96	.77	-68	-18
108	.68	-70	-21
120	.62	-72	-24
144	.52	-75	-30
180	.42	-78	-39
240	.31	-81	-54
480	.16	-85.5	-114

Quelle: eigene Berechnung.

- Zeichen: Wachstumsraten haben Phasenvorsprung = Lead

+ Zeichen: Wachstumsraten haben Phasenrückstand = Lag

Abbildung 14: Verstärkungs- bzw. Dämpfungsfaktoren und Phasenverschiebungen in den Wachstumsraten durch die Differenzenbildung zwischen entsprechenden Jahreswerten



Es gilt:

$$\sin \alpha = \cos(\alpha - \frac{\pi}{2}) .$$

Um die Phasenverschiebung ψ zwischen x_t und y_t zu bestimmen, setzt man:

$$\cos(\alpha - \frac{\phi}{2} + \psi) = \sin(\alpha) = \cos(\alpha - \frac{\pi}{2}) .$$

Die Kosinusfunktionen sind gleich, wenn gilt:

$$\psi = \pi(\frac{12}{p} - \frac{1}{2}) .$$

Die Phasenverschiebung der Wachstumsraten gegenüber der Originalreihe ist von der Zyklenlänge der einzelnen Komponenten abhängig. Die Berechnung der Phasenverschiebungen zwischen zwei Reihen kann von den Einflüssen des Bereinigungsverfahrens verzerrt werden, wenn die Zyklenlängen der verglichenen Komponenten voneinander abweichen.

Die oben elementar und anschaulich hergeleiteten Gewichtungsfaktoren und Phasenverschiebungen lassen sich aus der Fourier-Transformierten des linearen, zeitinvarianten, asymmetrischen Filters (Differenzen zwischen entsprechenden Jahreswerten) ableiten:

$$y_t = L(x_t) = x_t - x_{t-12} .$$

Die Fourier-Transformierte oder Frequenz-Antwortfunktion lautet:

$$\begin{aligned} A_L(\omega) &= e^{i\omega \cdot 0} - e^{i\omega \cdot 12} \\ &= 1 - \cos(12\omega) - i \cdot \sin(12\omega) . \end{aligned}$$

Transferfunktion:

$$\begin{aligned} T_L(\omega) &= A_L(\omega) \cdot \overline{A_L(\omega)} \\ &= 2 \cdot (1 - \cos(12\omega)) . \end{aligned}$$

Die Frequenz-Antwort-Funktion ist für asymmetrische Filter komplexwertig:

$$A_L(\omega) = A_{L1}(\omega) + i \cdot A_{L2}(\omega) .$$

Daraus ergeben sich die Gewichtungsfaktoren:

$$\begin{aligned} G_L(\omega) &= A_L(\omega) = \sqrt{A_{L1}(\omega)^2 + (i \cdot A_{L2}(\omega))^2} \\ &= 2 \cdot \sin \frac{12\omega}{2} = 2 \cdot \sin \frac{12 \cdot \pi}{p} \end{aligned}$$

und die Phasenverschiebungen:

$$\begin{aligned}\tan\psi(p) &= -\frac{A_{L2}(\omega)}{A_{L1}(\omega)} = -\frac{\sin(12\omega)}{1-\cos(12\omega)} \\ &= -\operatorname{ctg}\left(\frac{12\omega}{2}\right) = \tan\left(\frac{12\omega}{2} - \frac{\pi}{2}\right) \\ &= \tan\left(\pi \cdot \left(\frac{12}{p} - \frac{1}{2}\right)\right) \\ \psi(p) &= \pi \cdot \left(\frac{12}{p} - \frac{1}{2}\right) .\end{aligned}$$

5.5.3. FILTERWIRKUNG DES TREND-SAISON-FILTERS¹⁾

Im allgemeinen ist die Transferfunktion eines Filters von der Art des Filters abhängig. Die symmetrischen, zeitunabhängigen, linearen Filter haben die Eigenschaft, daß ihre Transferfunktionen umgekehrt proportional zur Filterlänge sind, d. h. ein langer Filter besitzt eine schmale (steile) Transferfunktion, während ein kurzer Filter einen weiten Frequenzbereich beeinflusst (vgl. 12-Monatsdurchschnitt). Aus diesem Grund müßten lange Filter zur Ausschaltung einzelner Komponenten benutzt werden. Am Reihenanfang und am Reihende geht aber jeweils ein Datenstück der halben Filterlänge verloren, da symmetrische Filter hier keine Schätzwerte liefern. Deshalb werden häufig auch kurze Filter angewandt. Benutzt man symmetrische Filter, so muß man Phasenverschiebungen berücksichtigen. Um die Trendkomponenten mit einem symmetrischen Filter zu eliminieren ohne die Konjunkturkomponenten wesentlich zu beeinflussen, sind sehr lange Filter erforderlich, deren Verwendung aber an der Kürze der vorliegenden Reihen scheitert. Als Anhaltspunkt für die notwendige Filterlänge kann man die Länge der längsten noch zu analysierenden Schwankung heranziehen. Soll das Frequenzband um die Fünfjahresschwingung untersucht werden, dessen Grenzen bei 80 und 48 Monaten liegen, so kann man eine Filterlänge von 80 Monaten annehmen. Ein Filter dieser Länge verkürzt die Reihen, die erst seit 1954 vorliegen, so sehr, daß sie für eine Spektralanalyse ungeeignet sind²⁾.

1) C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 70 ff und S. 230 ff.

2) Ebenda S. 226 ff.

Um die Wirkungen eines relativ kurzen Filters zu testen, wurde der von Granger und Hatanaka vorgeschlagene Trend-Saison-Filter benutzt. Er soll gleichzeitig:

1. den Trend fast vollständig ausschalten,
2. einen noch ausreichenden Teil der Varianz der zyklischen Komponenten erhalten und
3. die Saisonschwankungen reduzieren¹⁾.

Diese Funktionen sollen durch Kopplung zweier symmetrischer, linearer Filter erreicht werden. Die Filterfunktion des T-S-Filters²⁾:

$$y_t = \sum_{j=-12}^{12} a_j \cdot x_{t-j} \quad \text{mit } a_0 = 6+A$$

$$a_j = -\frac{1}{2}, \quad j = 1, 2, \dots, 6$$

$$= 0, \quad j = 7, 8, \dots, 11$$

$$a_j = a_{-j} \quad = -A/2, j = 12$$

besteht aus einem 13-Monatsdurchschnitt zur Trendausschaltung:

$$\sum_{j=-6}^6 a_j \cdot x_{t+j} \quad \text{mit } a_0 = 6$$

und einer Differenz:

$$A \cdot x_t - A/2 \cdot (x_{t-12} + x_{t+12})$$

zur Saisonausschaltung. Die Transferfunktion dieses symmetrischen, linearen, zeitinvarianten Filters läßt sich leicht ableiten. Unter der Annahme eines Verschiebungsparameters $M=60$, also $\omega=\pi/60$, ergibt sich für die Transferfunktion:

$$T(\omega) = (A+6 - \sum_{j=1}^6 \cos \omega j - A \cdot \cos 12\omega)^2$$

der in Tabelle 7 und in Abbildung 15 dargestellte Verlauf. Aus beiden läßt sich deutlich erkennen, daß die Konjunkturschwankungen um eine mittlere Zyklenlänge von fünf Jahren stark gedämpft werden. Ihr Gewicht beträgt nur 21 vH ihrer ursprünglichen Stärke oder 10 vH des Gewichtes der Zwei-Jahres-Schwankungen, so daß im geschätzten Spektrum der bereinigten Reihe die tatsächlichen Schwankungsintensitäten im Konjunkturbereich nicht auch nur annähernd richtig wiedergegeben werden.

1) C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 230 ff.

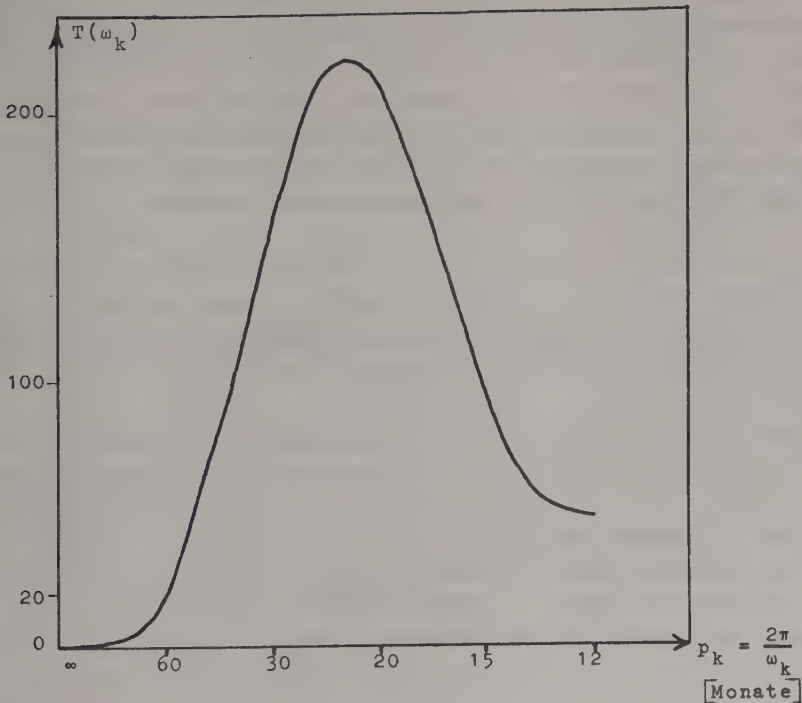
2) Anm.: Der Filterfaktor $a_{12}=a_{-12}=-A$ entspricht nicht der Transferfunktion, er muß $A/2$ betragen, ebenda S. 71. Vgl. hierzu auch die graphische Darstellung der Transferfunktion S. 231.

Tabelle 7: Transferfunktion des Trend-Saison-Filters
im Niederfrequenzbereich

Frequenz- band-Nr.	zentrale Frequenz	mittlere Zyklenlänge in Monaten	Transferfunktion
k	ω_k	$p_k = 2\pi/\omega_k$	$T(\omega_k)$
(0)	(1)	(2)	(3)
0	0	∞	0
1	$2\pi/120$	120	1.61
2	$2\pi/60$	60	21.47
3	$2\pi/40$	40	79.57
4	$2\pi/30$	30	160.66
5	$2\pi/24$	24	216.15
6	$2\pi/20$	20	210.43
7	$2\pi/17.1$	17.1	155.39
8	$2\pi/15$	15	93.47
9	$2\pi/13.3$	13.3	55.92
10	$2\pi/12$	12	49.00

Quelle: eigene Berechnung.

Abbildung 15: Transferfunktion des Trend-Saison-Filters
im Niederfrequenzbereich



Eine Verwendung des T-S-Filters in einer Konjunkturanalyse scheint daher wenig sinnvoll zu sein. Diese Entscheidung läßt sich aber nicht so eindeutig treffen, denn erstens gibt die Transferfunktion die Gewichte nur für periodische Bewegungen an und zweitens spielen die hohen Gewichte für die 3- bis 1.5-jährlichen Schwankungen keine Rolle, wenn diese Zyklen nicht existieren oder im Verhältnis zur Konjunkturbewegung keinerlei Bedeutung haben. Um die Wirkungen dieses Filters auf empirische Reihen zu testen, wird er trotz der erwähnten Mängel zu Vergleichsrechnungen herangezogen.

In der ökonomischen Realität sind die Schwankungen nicht periodisch. Falls überhaupt die Periodenlängen über eine größere Anzahl von Zyklen konstant sind, wie man es für die Saisonschwankungen feststellen kann, so sind doch in den meisten Fällen die Auf- und Abschwünge unterschiedlich lang, und die Zyklen haben z. T. starke Abweichungen in ihren Schwankungsamplituden aufzuweisen. Die Transferfunktionen können bestenfalls die tendenzielle Beeinflussung der Spektren angeben, eine Multiplikation der Spektren der Originalreihen mit einer Transferfunktion, um die Spektren bereinigter Reihen zu erhalten, ist nicht möglich. Einer solchen Operation steht außerdem entgegen, daß die Spektren durch die Spektralfensterfunktionen geglättet sind, also gewichtete Durchschnitte über mehrere Frequenzbänder als Schätzwerte für die Spektraldichten einzelner Frequenzbänder berechnet werden. Versuche, das Spektrum einer bereinigten Reihe aus dem Spektrum einer Originalreihe durch Multiplikation mit der Transferfunktion eines Filters zu gewinnen, müßten deshalb am ungeglätteten Spektrum, dem Periodogramm, ansetzen.

Die multiplikative Verknüpfung der Spektren mit den Transferfunktionen wird hier nicht weiter verfolgt, da diese Untersuchung auf die Bestimmung des Konjunkturverhaltens der einzelnen Reihen und des Zusammenhangs mit der "Gesamtkonjunktur" abgestellt ist.

Nachdem die durch Anwendung der verschiedenen Bereinigungsverfahren tendenziell zu erwartenden Veränderungen der Spektren dargestellt sind, soll nun die Möglichkeit untersucht werden, wie sich die Konjunkturkomponenten der einzelnen Reihen bzw. die Eigenschaften der nach einer Bereinigung noch vorhandenen Bestandteile der Konjunkturkomponenten möglichst genau bestimmen lassen. Zu diesem Zweck werden aus den Originalreihen die Trend- und die Sai-

sonkomponenten mit verschiedenen Verfahren herausgefiltert bzw. weitgehend reduziert, so daß für jede der 50 ökonomischen Zeitreihen folgende Reihen analysiert werden können:

1. Originalreihe,
2. Abweichungen von einer Regressionsfunktion zweiten Grades,
3. relative Abweichungen von einer Regressionsfunktion zweiten Grades der mit einem gleitenden 12-Monatsdurchschnitt saisonbereinigten Reihe (im folgenden als "Relative Abweichungen..." bezeichnet),
4. Wachstumsraten,
5. trendbereinigte Wachstumsraten,
6. mit dem Trend-Saison-Filter bereinigte Reihen.

5.6. SPEKTREN DER BEREINIGTEN REIHEN

Für die nach den verschiedenen Bereinigungsverfahren umgeformten Reihen werden die Spektren mit einem Verschiebungsparameter $M=60$ für Monatsdaten und $M=20$ für Vierteljahresdaten geschätzt. Ein Vergleich zwischen diesen Spektren, die im weiteren Teil dieser Arbeit als "Anfangsspektren" bezeichnet werden, und den Spektren der Originalreihen liefert einen ersten Überblick über die Veränderungen in den Spektren, die auf die durchgeführten Trend- und Saisonausschaltungen zurückgehen. Die auffälligsten Erscheinungen sind:

1. Die Subtraktion einer geschätzten Regressionsfunktion zweiten Grades reduziert die langfristigen Komponenten in den meisten Fällen gut, so daß die geschätzten Spektraldichten im Frequenzband um ω_0 fast immer kleiner als im Konjunkturband um ω_2 sind (vgl. die Spektren im Anhang und Tabelle A2).
2. Die Spektren der absoluten und relativen Abweichungen von einer Regressionsfunktion zweiten Grades zeigen häufiger eine hohe Spektraldichte im Frequenzband um ω_1 (für $M=60$ gilt: $240 > p(\omega_1) > 80$) als die Spektren der durch gleitende Mittelwerte oder Differenzenbildung trendbereinigten Reihen. Dieses Verhalten kann auf folgenden zwei Ursachen beruhen:
 - 2.1. Eine über die gesamte Zeitreihe geschätzte Regressionsfunktion 2. Grades vermag die tatsächliche Entwicklung nicht ausreichend exakt zu beschreiben.

- 2.2. Es sind Schwankungen vorhanden, deren Zyklenlängen so groß sind, daß sie nicht mehr vom Konjunkturband ω_2 erfaßt werden. Diese werden aber von den Niederfrequenzfiltern, zu denen die Wachstumsraten und die relativ kurzen, gleitenden Durchschnitte des T-S-Filters zu rechnen sind, ebenfalls stark reduziert (vgl. die Transferfunktionen).
3. Die Spektren der Wachstumsraten und der mit dem T-S-Filter bereinigten Reihen weisen gegenüber den Spektren der mit Hilfe von Regressionsfunktionen bereinigten Reihen eine Verschiebung der maximalen Spektraldichte zu den höheren Frequenzen auf, während die Saisonbereinigung durch gleitende 12-Monatsdurchschnitte bzw. 4-Quartalsdurchschnitte zu einer Verschiebung des Maximums zu den niedrigeren Frequenzen führt¹⁾.

Diese Verschiebungen des Maximums der Spektraldichte im Konjunkturbereich in Abhängigkeit von den verwendeten Bereinigungsverfahren sind eine der Ursachen für die Zweifel an der Zulässigkeit einer Spektralanalyse mit einem konstanten Verschiebungsparameter M für alle Reihen und alle Bereinigungsverfahren gewesen. Die Annahme, daß die Konjunkturschwankungen in der Bundesrepublik nach dem 2. Weltkrieg etwa fünf Jahre betragen, wird dadurch nicht widerlegt. Aber die Schätzwerte, die die Spektralanalysen bereinigter Reihen liefern, sind nicht ungeprüft auf diese Zyklenlänge zu beziehen, weil kurz- oder langwelligere Komponenten die Schätzergebnisse stark beeinflussen. Aus diesem Grund soll der Versuch unternommen werden, für jede Reihe und für die nach den verschiedenen Methoden bereinigten Reihen die reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen zu bestimmen.

Dieser Ansatz unterscheidet das Vorgehen dieser Arbeit wesentlich von den spektralanalytischen Untersuchungen anderer Autoren. Das in zeitlicher Interpretation sehr breite Frequenzband um die Fünfjahresschwankungen erfaßt alle Bewegungen mit Periodenlängen zwischen 4 und 6.67 Jahren. Falls die untersuchten Reihen überhaupt Schwankungen enthalten, die ungefähr den Konjunkturbewegungen in der BRD entsprechen, dann fallen die zugehörigen lokalen Maxima der Spektraldichte in dieses Frequenzband. Dies verführt dazu, für alle Reihen den gleichen Verschiebungsparameter zu verwenden. Die

1) Vgl. hierzu 5.5.

Wahl von M legt aber gleichzeitig die zentralen Frequenzen aller Frequenzbänder fest, für die Spektraldichten geschätzt werden. In der Interpretation der Schätzwerte werden die zentralen Frequenzen als Bezugsgrößen herangezogen. Diese willkürliche Zerlegung in Frequenzbänder um die zur Grundperiode $2M=10$ Jahre harmonischen Frequenzen darf nicht dahingehend mißverstanden werden, daß nun ein Nachweis erbracht ist, daß alle Zeitreihen, die im Spektrum für das Konjunkturband ein lokales Maximum besitzen, Konjunkturschwankungen der gleichen mittleren Periodenlänge enthalten. Diese zu weit gehende Interpretation, die die Abhängigkeit der zentralen Frequenzen von der willkürlichen Wahl des Verschiebungsparameters M und die Breite der Frequenzbänder vernachlässigt, ist in der Literatur anzutreffen¹⁾. Ein mögliches, individuelles "Konjunkturverhalten" der ökonomischen Variablen wird nicht berücksichtigt und damit aus der Analyse ausgeklammert. Es ist jedoch notwendig, das individuelle Verhalten einzelner ökonomischer Variablen zu prüfen. E. Gröhn, der nur Produktionsreihen untersuchte, stellte für diese ihrer ökonomischen Natur nach relativ gleichartigen Variablen Verschiebungen der geschätzten Maxima im Konjunkturband fest, die er jedoch in späteren kreuzspektralanalytischen Schätzungen nicht berücksichtigte²⁾, so daß seine Interpretationen z. T. sehr unbefriedigend sind³⁾.

Es ist naheliegend, die Lage des lokalen Maximums über dem Konjunkturband als ein Maß für das individuelle Verhalten einer ökonomischen Variablen im Konjunkturverlauf des Beobachtungsintervalls heranzuziehen. Das bedeutet nicht, daß sich die tatsächlich vorhandene mittlere Konjunkturperiode genau schätzen läßt. Die Schätzwerte bzw. die zwischen ihnen bestehenden Differenzen lassen erkennen, daß teilweise erhebliche Unterschiede zwischen den Konjunkturkomponenten der verschiedenen Reihen bestehen, die z. T. ökonomischer Natur sind, aber auch auf erhebungstechnischen oder statistischen Fehlern und/oder zufälligen Einflüssen beruhen.

1) Eckard Gröhn: a.a.O., S. 108, "Bisher ist durchweg von konjunkturellen Wachstumszyklen einer Periodenlänge von 60 Monaten gesprochen worden. Diese Feststellung könnte als ein Hauptergebnis der spektralanalytischen Untersuchungen der Produktionsprozesse angesehen werden, sie gilt in dieser Weise für alle Industriezweige mit Ausnahme der Wachstumsindustrien."

2) Eckard Gröhn: a.a.O., S. 136 ff.

3) Ebenda S. 139.

Will man mit Hilfe der geschätzten Spektren die durchschnittlichen Konjunkturzyklenlängen der betreffenden Reihen schätzen, so müssen folgende Fragen beantwortet werden:

1. Gibt es im Konjunkturbereich ein lokales Maximum der Spektraldichte?
2. Liegt dieses Maximum im Frequenzband, dessen zentraler Frequenz ω_2 die Zyklenlänge $p(\omega_2) = 5$ Jahre entspricht?
3. Ist der Abfall des Spektrums um dieses Maximum ungefähr symmetrisch?

Im Anschluß an Ergebnisse (Anhang B), die Simulationen mit künstlichen Zeitreihen gebracht haben, und unter Berücksichtigung des Verlaufs der Spektralfensterfunktion der Tukey-Hanning-Gewichte, kann eine geschätzte Spektraldichte nur sinnvoll auf die zentrale Frequenz eines Frequenzbandes bezogen werden, wenn die Spektraldichte für dieses Band ein lokales Maximum besitzt und einen ungefähr symmetrischen Abfall zu den benachbarten Frequenzbändern zeigt. Fehlt das Maximum im Frequenzband um ω_2 , dann kann von keinem ausgeprägten Konjunkturverlauf gesprochen werden. Ist ein vorhandenes Maximum nicht annähernd symmetrisch, dann weicht die tatsächliche mittlere Konjunkturfrequenz von der angenommenen, durch M bestimmten zentralen Frequenz ab. Um eine annähernde Übereinstimmung der beiden Frequenzen zu erzielen, muß der Verschiebungsparameter so variiert werden, daß die Periodenlänge der zweiten harmonischen Schwingung etwa mit der tatsächlichen mittleren Konjunkturzyklenlänge übereinstimmt. Als Folge wird das Spektrum etwa symmetrisch sein. Eine vollständige Symmetrie ist in der Praxis unmöglich, da diese gleiche Spektraldichten in den benachbarten Frequenzbändern voraussetzt. Eine Berechnung der Spektren für verschiedene Parameter M und eine Auswahl nach der Symmetrie der Spektren ist sehr umständlich und erfordert einen sehr hohen Rechenaufwand.

Der formale Aufbau der Schätzfunktion erlaubt, die Spektraldichte als Kovarianz zwischen der mit der Tukey-Hanning-Funktion gewichteten Autokovarianzfunktion und den Kosinusfunktionen verschiedener Periodenlängen zu interpretieren. Daraus läßt sich eine andere Methode zur näherungsweisen Bestimmung des Maximums der Spektraldichte ableiten.

Die Spektraltheorie geht von der Annahme aus, daß Schwankungen aller möglichen Frequenzen den Verlauf der Zeitreihen erzeugen und die geschätzten Spektraldichten für die zur Grundperiode $2M$ harmo-

nischen Frequenzen die Eigenschaften des die Zeitreihe erzeugenden Prozesses ausreichend genau beschreiben. Einerseits ist kein zwingender Grund erkennbar, wieso gerade die willkürlich bestimmte Größe $2M$ die Grundperiode angibt, andererseits bilden die zentralen Frequenzen $\omega_j = \frac{\pi \cdot j}{M}$ (mit ganzzahligen j) nur eine mögliche Auswahl der Frequenzen. Jede andere Auswahl, die die gleiche Dichte der zentralen Frequenzen besitzt, liefert eine gleichwertige Spektraldichtevertelung¹⁾. Diese Überlegungen entsprechen dem Übergang von der harmonischen Analyse (Fourier-Analyse) zur verallgemeinerten harmonischen Analyse, d. h. es werden nun auch Frequenzen $\omega_j = \frac{\pi \cdot j}{M}$ mit nicht ganzzahligen j betrachtet.

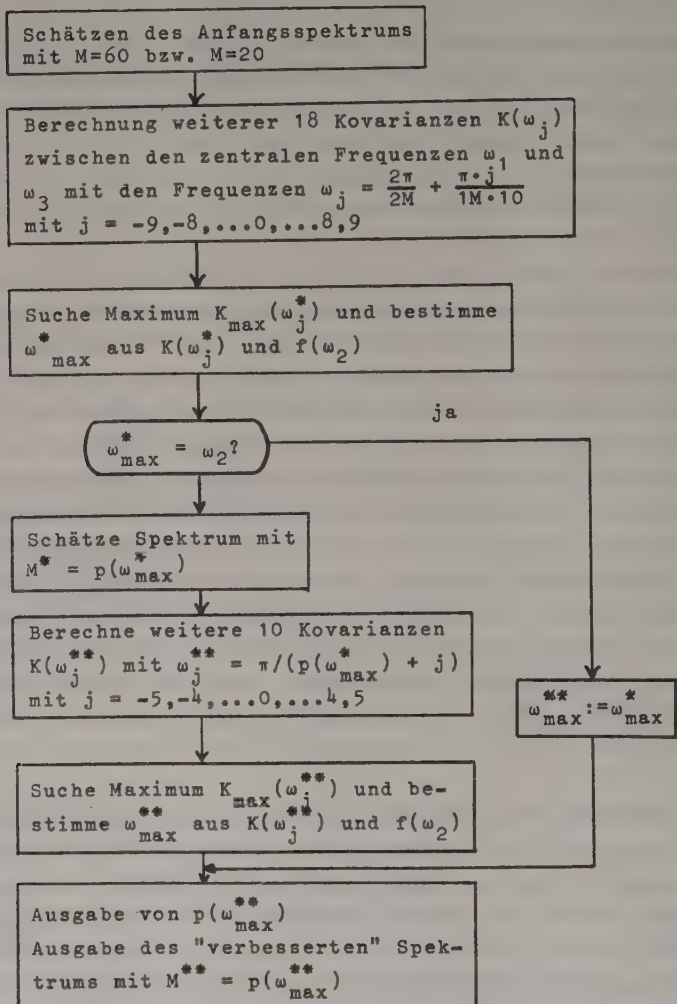
In dieser Untersuchung sollen nur Kovarianzen für solche Frequenzen berechnet werden, die zwischen den zentralen Frequenzen $\omega_1 = \frac{\pi}{M}$ und $\omega_3 = \frac{\pi \cdot 3}{M}$ liegen, d. h. es wird eine zusätzliche Analyse des Spektrums im Konjunkturbereich vorgenommen, um das Maximum der Kovarianz ungefähr zu lokalisieren. Wegen des harmonischen Ansatzes der Spektralanalyse wird das Spektrum anschließend mit einem M^{**} geschätzt, das der Frequenz entspricht, für die die maximale Kovarianz berechnet wurde. Die Größe M^{**} wird als reihenspezifische Konjunkturzyklenlänge bezeichnet, die durch zahlreiche noch näher zu betrachtende Einflüsse von der tatsächlich vorhandenen Konjunkturperiode abweichen kann. Der Zusatz "reihenspezifisch" soll darauf hinweisen, daß dieser Schätzwert nur auf den in diesem untersuchten Reihenstück auftretenden Eigenschaften beruht, also nicht ohne genaue Analyse zu Extrapolationen (Prognosen) herangezogen werden darf.

Das durchgeführte Verfahren zur Ermittlung der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge läßt sich am geschlossensten in einem Flußdiagramm darstellen (vgl. Abbildung F1). Diese Bestimmung des Maximums über die Berechnung der Kovarianzen für "Versuchsperioden"²⁾ ist ein recht grobes Verfahren, da die Autokovarianzreihe nur etwa eine Konjunkturzyklenlänge umfaßt und durch die Tukey-Hanning-Gewichte der Einfluß der Werte in der zweiten Hälfte der Autokovarianzfunktion sehr stark reduziert wird, so daß die berechneten Kovarianzen hauptsächlich aus den Produkten der ersten Halbperiode

1) C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O., S. 61 f.

2) Karl Stumpff: "Grundlagen und Methoden der Periodenforschung", Berlin 1937, S. 99.

Abbildung F1: Flußdiagramm zur Bestimmung der Lage des lokalen Maximums der Spektraldichte im Konjunkturbereich



bestehen. Trotz dieser offensichtlichen Mängel haben Simulationen mit künstlichen Reihen, die aus periodischen Funktionen, linearen oder quadratischen Trendfunktionen und gleichverteilten Zufallszahlen aufgebaut waren, für dieses Verfahren zu befriedigenden Ergebnissen geführt. Die Anwendung auf empirische Reihen zeigt, daß die Spektren, die mit M^{**} geschätzt wurden, im Konjunkturbereich einen symmetrischeren Verlauf aufweisen als die "Anfangsspektren". Sie werden deshalb als "verbesserte" Spektren bezeichnet.

Die Quartalsdaten zeigen in den "verbesserten" Spektren stärkere Abweichungen von der Symmetrie als die Monatsdaten. Das ist darauf zurückzuführen, daß der Meßabstand in beiden Fällen als kleinstes Intervall der Anpassung herangezogen wurde, um für die Quartalsdaten keine Genauigkeit vorzutäuschen, die nicht erreicht werden kann.

An dieser Stelle muß nochmals betont werden, daß die geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen nicht mit den tatsächlichen mittleren Konjunkturperioden der einzelnen Reihen übereinstimmen müssen, denn die zur Bestimmung benutzten Kovarianzen reagieren empfindlich auf zahlreiche Störungen. Am auffälligsten sind die Verschiebungen, die die Bereinigungsverfahren - Wachstumsraten, 12-Monatsdurchschnitt, Trend-Saison-Filter - verursachen. Hinzu kommen aus Simulationen mit künstlichen Reihen bekannte Verschiebungen der Lage des Maximums, die auf variable Amplituden und Zyklenlängen der einzelnen Konjunkturzyklen zurückgehen. Die geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen dürfen also nicht ohne eine zusätzliche ökonomische und, soweit möglich, statistische Prüfung als mittlere Konjunkturperioden der ökonomischen Variablen interpretiert werden. Sie sind lediglich Meßzahlen für das Konjunkturverhalten der einzelnen Variablen im Untersuchungszeitraum und enthalten die Einflüsse der aufgezählten und anderer Störfaktoren.

Diese Störungen werden auch die Schätzwerte einer Kreuzspektralanalyse verzerren. Daher ist es unbedingt notwendig, diese Störeinflüsse bereits an den einzelnen Reihen sichtbar zu machen, wenn

auch eine Quantifizierung und Aufspaltung der Gesamtwirkung auf die einzelnen Faktoren praktisch unmöglich ist. Über das Ausmaß der Verzerrungen, die auf ökonomische oder stochastische Ursachen zurückgehen, läßt sich nur tendenziell etwas sagen, wenn Reihen, die gleichartigen ökonomischen Einflüssen unterlagen, gleichgerichtete Abweichungen zeigen.

Die Berechnung der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen ist ein Versuch, die Frage nach dem einheitlichen Konjunkturverlauf eines großen Teils der ökonomischen Variablen zu beantworten.

Die folgenden beiden Aspekte sind dabei zu berücksichtigen:

1. Läßt sich aus dem Verlauf der Zeitreihen auf einen einheitlichen Konjunkturverlauf im Beobachtungszeitraum schließen?
2. Sind die Schätzwerte der Spektralanalyse so relativ kurzer Zeitreihen überhaupt so aussagefähig, daß sie eine gesicherte Antwort auf die erste Frage erlauben?

Für den Fortgang der Arbeit folgt daraus, daß untersucht werden muß, ob es besser ist, verschiedenartige ökonomische Reihen mit dem gleichen Verschiebungsparameter $M=5$ Jahre zu untersuchen und die Interpretation der Schätzwerte auf einer einheitlichen Konjunkturperiode aufzubauen, oder die Kreuzspektralschätzungen mit Verschiebungsparametern durchzuführen, die in irgendeiner Weise auf die reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen der beiden verglichenen Reihen bezogen sind.

5.7. DAS REIHENSPEZIFISCHE KONJUNKTURVERHALTEN

5.7.1. DIE REIHENSPEZIFISCHE KONJUNKTURZYKLENLÄNGE

Die Berechnung der Anfangsspektren und der "verbesserten" Spektren liefert für jede Zeitreihe (bzw. für die mit den verschiedenen Verfahren bereinigten Reihen) entweder eine reihenspezifische Zykluslänge der Konjunkturkomponenten oder läßt erkennen, daß eine maximale Kovarianz im Konjunkturband nicht zu bestimmen ist, weil die Zykluslänge der Schwankungen zu stark variiert oder die Konjunkturkomponente im Vergleich zu den Komponenten der benachbarten Frequenzbänder zu schwache Bewegungen zeigt.

In der Tabelle A1 sind die geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzykluslängen, wie sie aus den "verbesserten" Spektren abzulesen sind, für alle mit den verschiedenen Verfahren bereinigten Reihen zusammengestellt. Es zeigt sich deutlich, daß die Filter das Maximum im Konjunkturband in unterschiedlicher Weise verschieben. Dieser Sachverhalt läßt sich folgendermaßen charakterisieren:

Betrachtet man die nach Subtraktion einer Regressionsfunktion zweiten Grades geschätzten Spektren als am wenigsten verzerrt, so führt die Anwendung eines Niederfrequenzfilters (Differenzbildung in den Wachstumsraten oder der Trend-Saison-Filter) zu einer Verkürzung der geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzykluslänge, während Hochfrequenzfilter (4-Quartals- oder 12-Monatsdurchschnitt zur Saisonbereinigung) eine Verlängerung bewirken.

Neben diesen Einflüssen der Bereinigungsverfahren zeigt die Tabelle A1, daß die reihenspezifischen Konjunkturzykluslängen stark voneinander abweichen oder für einige Reihen nicht geschätzt werden können. Es ist daher notwendig zu unterscheiden, welche Reihen Konjunkturkomponenten besitzen, die den Verlauf der bereinigten Reihen wesentlich beeinflussen, und welche Reihen kein ausgeprägtes Konjunkturverhalten zeigen. Erst wenn diese Trennung durchgeführt ist, kann man die reihenspezifischen Konjunkturzykluslängen vorsichtig interpretieren. Die starken Abweichungen zwischen den Reihen weisen darauf hin, daß es für den Untersuchungszeitraum zweckmäßig ist, ein individuelles Konjunkturverhalten der ökonomischen Variablen zu unterstellen. Dabei muß die relative Kürze der Reihen immer beachtet werden, denn die Berechnungen liegen maximal 4 bis 5 Konjunkturzyklen zugrunde.

Tabelle A1: Reihenspezifische Konjunkturzyklenlängen (in Monaten) der bereinigten Reihen

Reihennummer	Reihe	Dat. Art	Be-ginn	Wachstums-raten	abs.Abw. v.Reg.F. 2.Grades d.Wachstumsrate	Wachstums-raten verk. 1954	Trend-Saison Filter	abs.Abw. v.Reg.F. 2.Grades	12(4)er Durchsch der abs. Abw.v.R. P.2.Gra.	rel.Abw. v.Reg.F. 2.Grades der sei. ber.Rei.	rel.Abw. v.Reg.F. 2.Grades verkürzt auf 1954
1	BSP in lfd.Pr.	V	50	57	60	63	42	66	69	60	60
2	BSP in Pr. 1954	V	50	tre	48	tre	42	tre	tre	tre	81
3	Preisind. BSP	V	50	63	72	60	63	63	tre	81	81
4	AE Ind. Res. l.P.	M	54	53	52	.	52	61	61	58	.
5	AE Ind. ges. l.P.	V	54	54	54	.	54	60	60	57	.
6	AE I.g. Aus. l.P.	M	54	44	43	.	38	59	68	54	.
7	AE I.g. Aus. l.P.	V	54	45	42	.	36	57	69	54	.
8	IAE I.g. Vol. 62	M	57	51	50	.	51	62	63	63	.
9	IAE I.g. Aus. V62	M	57	45	46	.	40	52	60	58	.
10	IAE I.I. Inl. 54	V	54	57	57	.	54	69	72	75	.
11	IAE I.I. Inl. 62	M	54	57	56	.	54	72	73	80	.
12	IAE V.I. Inl. 62	M	54	39	38	.	34	52	52	48	.
13	IAE MaB. Inl. 62	M	54	55	54	.	54	66	68	73	.
14	Umsatz I.g. l.P.	V	50	57	57	63	54	66	66	60	60
15	Ums. I.g. Aus. l.P.	V	50	tre	42	45	36	tre	tre	tre	tre
16	AE/Um Ind. ges.	M	54	54	53	.	49	57	60	60	.
17	AE/Um Ind. ges.	V	54	51	51	.	45	57	60	60	.
18	Arb. Lo/Off. Stel	M	50	60	59	59	45	72	73	54	tre
19	INP Ind. ges. 62	M	50	57	57	56	52	65	63	62	59
20	INP I.I. 1962	M	54	58	56	.	52	68	67	63	.
21	INP Ver. Ind. 62	M	54	48	45	.	42	56	54	52	.
22	INP Ma. Bau 62	M	54	60	57	.	53	65	64	59	.
23	Abschreib. l.P.	V	50	69	63	fla	66	tre	tre	tre	tre
24	Br. Anl. Inv. V 54	V	54	63	63	66	66	72	75	72	78
25	Löhneu. Gehä. l.P.	V	50	69	69	72	60	72	tre	tre	tre

tre = Kein Maximum für Zyklenlängen unter 8 Jahre festzustellen
kurz = kein Maximum für Zyklenlängen über 3 Jahre festzustellen
\$ = Wachstumsraten von Differenzen

Tabelle A1 (Fortsetzung): Reihenspezifische Konjunkturzyklenlängen (in Monaten) der bereinigten Reihen

Reihennummer	Reihe	Dat. Art	Be- ginn	Wachstums- raten	abs.Abw. v.Reg.F. 2.Grades d.Wachstums- rate	Wachstums- raten verk. 1954	Trend- Saison Filter	abs.Abw. v.Reg.F. 2.Grades	12(4)er Durchsch. der abs. Abw.v.R. F.2.Gra.	rel.Abw. v.Reg.F. 2.Grades d.saison ber.Rei.	rel.Abw. v.Reg.F. 2.Grades verkürzt auf 1954
26	Ind.-Ø-Std.-Löh 54	V	50	69	72	63	69	69	93	tre	90
27	Ind.Prod.-Erg. 54	V	50	48	45	48	54	54	57	60	54
28	unv.Gewinne l.P.	V	54	fla	36	•	kurz	84	90	tre	•
29	I-Erz.Pr.ind.Pro	M	50	60	65	58	67	56	65	58	67
30	I-Erz.Pr.Verb.Gü	M	50	52	56	50	49	63	88	77	90
31	I-Erz.Pr.Inv.Güt	M	50	56	59	62	63	51	54	49	60
32	Br-Anl.-Inv.l.P.	V	50	66	63	66	57	72	87	72	72
33	I-Erz.Pr.ind.Pro	V	50	60	66	57	69	57	66	57	66
34	Staatsverb.i.P54	V	50	57	42	fla	kurz	tre	tre	tre	tre
35	Masseneink. l.P.	V	50	60	60	60	54	69	75	75	75
36	Verbr.privHH P54	V	50	51	42	tre	kurz	tre	tre	tre	tre
37	Preisind.LebHa54	M	50	56	58	52	56	61	78	69	90
38	Pr-Ind.LebeHal54	V	50	57	60	54	57	63	78	69	93
39	Verbr.privH l.P.	V	50	60	60	63	51	63	63	57	93
40	Export i.Pr.1954	V	50	60	60	60	42	tre	tre	tre	tre
41	Import i.Pr.1954	V	50	60	60	60	45	81	tre	tre	tre
42	Salden Handelsbi	V	50	66*	60*	fla*	36	tre	tre	84	tre
43	Salden Diestl.Bi	V	50	66*	60*	66*	36	tre	tre	tre	66
44	Salden War.+Dien	V	50	78*	fla*	tre*	69	tre	tre	tre	tre
45	Bargeldumlauf	M	50	tre	50	tre	48	tre	tre	tre	tre
46	Bargeldumlau	M	50	•	•	•	42	68	61	57	59
47	Veränd. Bargeldu	M	50	tre	61	66	33	tre	tre	tre	78
48	Kfr.Kredite U+P	M	50	tre	•	•	31	58	66	71	95
49	Verä.kfr.Kr.U+P	M	50	tre	48	tre	31	tre	77	tre	tre
50	Kredite Unt.+Pri	M	50	•	•	•	40	77	77	80	tre
50	Verä.Kredite U+P	M	50	tre	•	•	40	77	77	80	tre

Quelle: eigene Berechnungen

5.7.2. RELATIVE BEDEUTUNG DER KONJUNKTURKOMPONENTEN "KONJUNKTURREAGIBILITÄT"

Die Bestimmung der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen ist der erste Ansatz, um das individuelle Konjunkturverhalten der ökonomischen Variablen zu beschreiben. Dabei ist nur gefragt worden, ob überhaupt ein lokales Maximum der Spektraldichte existiert und welcher zentralen Frequenz es ungefähr zuzuordnen ist. Die so ermittelten reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen sind wenig aussagefähig, wenn man nicht die Umgebung um die lokalen Maxima in die Analyse einbezieht, d.h. danach fragt, wie stark sich ein lokales Maximum über seine engere Umgebung erhebt. Der Verlauf des Spektrums um ein lokales Maximum ist von der verwendeten Spektralfensterfunktion abhängig. Das in dieser Arbeit benutzte Tukey-Hanning-Fenster bewirkt, daß die geglättete Spektraldichte $\hat{f}(\omega_j)$ eines Frequenzbandes ($\omega_j \pm \Delta\omega$) hauptsächlich aus den ungeglätteten Spektralschätzungen (Periodogramm) der drei benachbarten Frequenzbänder um ω_{j-1} , ω_j und ω_{j+1} besteht:

$$\hat{f}(\omega_j) = 0.25 \cdot \hat{f}(\omega_{j-1}) + 0.5 \cdot \hat{f}(\omega_j) + 0.25 \cdot \hat{f}(\omega_{j+1}).^{1)}$$

Für die Analyse der Konjunkturschwankungen ist es von besonderem Interesse, daß das Tukey-Hanning-Fenster Schätzwerte liefert, die von den Frequenzbändern ω_{j-2} und ω_{j+2} praktisch unbeeinflusst sind, da das Spektralfenster an diesen Stellen seine ersten Nullstellen hat.²⁾

Trifft es zu, daß die ungeglätteten Spektraldichten $\hat{f}(\omega_{j+1})$ und $\hat{f}(\omega_{j+2})$ klein gegenüber $\hat{f}(\omega_j)$ sind, so gilt für das geglättete Spektrum:

$$\begin{aligned} \hat{f}(\omega_j) &: \hat{f}(\omega_{j-1}) \approx 2 \text{ und} \\ \hat{f}(\omega_j) &: \hat{f}(\omega_{j+1}) \approx 2. \end{aligned}$$

Für die meisten ökonomischen Variablen werden $\hat{f}(\omega_0)$, $\hat{f}(\omega_1)$, $\hat{f}(\omega_3)$ und $\hat{f}(\omega_4)$ so groß sein, daß sie gegenüber $\hat{f}(\omega_2)$ nicht vernachlässigt werden können.

¹⁾ C. W. J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O. S. 60

²⁾ vgl. Abb. 5

Tabelle A2:

Teil 1: Wachstumsraten

Spektralschätzungen $\hat{f}(\omega_1)$, $\hat{f}(\omega_2)$ und $\hat{f}(\omega_3)$

Reihen-Nr.	Daten-Art	Anfangsspektrum			verbessertes Spektrum			M**
		$\hat{f}(\omega_1)$	$\hat{f}(\omega_2)$	$\hat{f}(\omega_3)$	$\hat{f}(\omega_1)$	$\hat{f}(\omega_2)$	$\hat{f}(\omega_3)$	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
1	VJ	20.3	30.2	21.8	21.1	29.4	19.5	57
2	VJ	12.0	10.8	11.7	12.2	9.7	12.3	flach
3	VJ	8.3	10.6	7.1	8.1	10.9	7.9	63
4	M	130.6	338.3	258.1	169.4	315.9	185.7	53
5	VJ	47.4	120.3	89.9	59.4	113.5	67.2	54
6	M	122.7	457.4	562.0	266.6	466.6	277.8	44
7	VJ	40.2	147.2	179.7	83.4	152.2	96.1	45
8	M	190.1	511.4	438.7	264.2	480.9	295.1	51
9	M	146.9	473.4	536.8	270.2	473.1	307.3	45
10	VJ	161.5	317.9	214.6	174.7	307.8	186.5	57
11	M	484.8	932.4	619.2	523.1	902.1	534.5	57
12	M	96.2	291.0	388.1	199.6	323.2	219.2	39
13	M	795.9	1757.0	1241.7	927.8	1663.9	985.2	55
14	VJ	49.9	68.0	48.9	51.7	66.3	43.2	57
15	VJ	99.1	94.1	110.0	100.4	82.6	110.0	kurz
16	M	82.6	194.7	148.3	100.5	184.6	113.2	54
17	VJ	26.3	65.2	52.6	35.1	60.0	36.3	51
18	M	296.0	414.3	293.8	296.0	414.3	293.8	60
19	M	93.7	127.2	94.7	97.5	124.3	84.2	57
20	M	202.6	316.6	215.1	209.5	310.4	197.0	58
21	M	62.3	150.2	146.4	88.6	143.6	95.0	48
22	M	240.8	360.1	227.3	240.8	360.1	227.3	60
23	VJ	35.5	40.5	25.3	33.1	44.8	31.8	69
24	VJ	71.9	103.7	56.8	68.7	107.9	64.9	63
25	VJ	24.1	25.9	13.1	22.9	28.6	19.7	69
26	VJ	14.3	17.8	9.7	13.0	19.9	13.3	69
27	VJ	2.2	4.5	4.4	2.9	4.3	3.4	48
28	VJ	1991.0	2519.0	2724.0	kurzweilig			
29	M	75.0	106.5	74.0	75.0	106.5	74.0	60
30	M	68.7	113.8	99.7	76.3	109.9	79.1	52
31	M	102.4	160.8	121.5	108.9	156.2	103.2	56
32	VJ	93.7	111.1	59.6	88.4	118.9	78.8	66
33	VJ	24.4	34.6	23.7	24.4	34.6	23.7	60
34	VJ	55.2	66.9	59.2	56.2	66.0	57.7	57
35	VJ	18.2	25.2	16.2	18.2	25.2	16.2	60
36	VJ	19.1	17.6	22.2	kurzweilig			
37	M	15.5	24.2	19.6	16.3	23.7	16.2	56
38	VJ	5.2	8.0	6.3	5.4	7.8	5.9	57
39	VJ	10.2	13.3	8.4	10.2	13.3	8.4	60
40	VJ	129.5	162.1	118.3	129.5	162.1	118.3	60
41	VJ	70.6	89.9	65.8	70.6	89.9	65.8	60
42	VJ	580.7	662.7	611.5	571.1	676.2	618.3	66
43	VJ	119.0	139.8	77.1	112.1	149.6	100.4	66
44	VJ	314.5	312.9	295.3	langweilig			
45	M	82.8	37.2	22.8	langweilig			
46	M	540.5	571.3	675.2	kurzweilig			
47	M	184.4	142.4	70.7	langweilig			
48	M	306.7	566.0	570.8	kurzweilig			
49	M	221.4	92.8	58.0	langweilig			
50	M	768.2	901.2	882.4	785.7	894.9	877.5	51

Quelle: eigene Berechnung.

Tabelle A2: Teil 2: Trendbereinigte Wachstumsraten

Spektralschätzungen im Konjunkturbereich: $\hat{f}(\omega_1)$, $\hat{f}(\omega_2)$ und $\hat{f}(\omega_3)$

Reihen-Nr.	Daten-Art	Anfangsspektrum			verbessertes Spektrum			M**
		$\hat{f}(\omega_1)$	$\hat{f}(\omega_2)$	$\hat{f}(\omega_3)$	$\hat{f}(\omega_1)$	$\hat{f}(\omega_2)$	$\hat{f}(\omega_3)$	
1	VJ	1704.0	28.7	19.3	17.4	28.7	19.3	60
2	VJ	6.8	11.8	11.2	8.0	11.4	8.8	48
3	VJ	7.9	8.7	5.5	7.2	9.5	7.6	72
4	M	117.0	325.2	255.5	160.0	301.0	177.0	52
5	VJ	41.2	114.4	87.5	53.0	108.5	66.0	54
6	M	104.3	440.1	561.4	257.0	455.0	268.0	43
7	VJ	34.0	141.4	179.5	84.9	143.4	81.6	42
8	M	164.1	501.2	452.4	250.0	473.0	293.0	50
9	M	172.0	486.1	513.6	280.0	472.0	301.0	46
10	VJ	139.7	304.5	211.8	153.0	295.0	184.0	57
11	M	411.8	893.7	618.3	464.0	858.0	507.0	56
12	M	84.0	272.9	387.0	194.0	314.0	206.0	38
13	M	687.2	1709.5	1248.8	850.0	1605.0	943.0	54
14	VJ	33.9	62.0	41.0	36.2	59.9	35.6	57
15	VJ	33.6	71.6	83.9	49.8	73.0	45.8	42
16	M	76.5	190.6	147.9	97.6	178.9	107.4	53
17	VJ	25.6	64.8	52.7	34.5	59.8	36.3	51
18	M	285.3	403.4	293.8	288.0	400.0	284.0	59
19	M	108.5	154.6	91.0	104.0	160.0	103.0	63
20	M	138.0	271.2	192.0	152.0	261.0	160.0	56
21	M	40.9	131.1	143.2	74.4	127.8	81.1	45
22	M	151.2	290.9	192.0	163.0	281.0	166.0	57
23	VJ	25.1	37.7	25.3	24.0	39.1	27.1	63
24	VJ	69.4	102.8	55.7	66.1	107.1	63.9	63
25	VJ	18.9	22.9	11.6	17.5	25.2	17.5	69
26	VJ	14.9	16.8	8.8	13.6	19.5	13.4	72
27	VJ	1.8	4.4	4.4	2.7	4.1	3.1	45
28	VJ	172.8	270.5	286.4	219.0	278.0	219.0	36
29	M	66.6	88.3	54.5	63.5	92.7	64.9	65
30	M	72.9	103.7	85.6	75.4	101.8	77.2	56
31	M	85.3	134.9	91.2	86.7	133.7	87.4	59
32	VJ	72.5	104.4	56.3	69.3	108.6	65.0	63
33	VJ	21.7	28.7	17.4	20.4	30.4	21.5	66
34	VJ	36.7	56.6	57.3	43.5	56.4	52.1	42
35	VJ	14.1	24.2	15.2	14.1	24.2	15.2	60
36	VJ	11.0	17.9	22.7	14.2	19.6	13.7	42
37	M	15.8	23.2	18.2	16.1	22.9	17.3	58
38	VJ	5.3	7.6	5.8	5.3	7.6	5.9	60
39	VJ	7.1	12.1	7.8	7.1	12.1	7.8	60
40	VJ	85.8	142.2	96.2	85.8	142.2	96.2	60
41	VJ	60.3	92.9	61.3	60.3	92.9	61.3	60
42	VJ	513.8	677.8	614.8	514.0	678.0	615.0	60
43	VJ	730.5	1288.0	804.6	730.0	1288.0	805.0	60
44	VJ	126.2	181.0	220.8	kurzweilig			
45	M	15.1	27.9	25.3	17.9	26.5	22.7	50
46	M	373.2	488.5	648.7	516.0	703.0	482.0	31
47	M	67.6	94.0	68.9	66.9	94.7	70.6	61
48	M	322.6	562.0	563.8	kurzweilig			
49	M	34.8	48.9	47.8	38.2	48.1	38.1	48
50	M	683.9	905.2	886.1	723.0	897.0	876.0	49

Quelle: eigene Berechnung.

Tabelle A2: Teil 3: "Relative Abweichungen..."

Spektralschätzungen im Konjunkturbereich: $\hat{f}(\omega_1)$, $\hat{f}(\omega_2)$ und $\hat{f}(\omega_3)$

Reihen-Nr.	Daten-Art	Anfangsspektrum			verbessertes Spektrum			M**
		$\hat{f}(\omega_1)$	$\hat{f}(\omega_2)$	$\hat{f}(\omega_3)$	$\hat{f}(\omega_1)$	$\hat{f}(\omega_2)$	$\hat{f}(\omega_3)$	
1	VJ	10.3	18.2	11.5	10.3	18.2	11.5	60
2	VJ	20.7	16.4	6.5	langwellig			
3	VJ	5.4	5.8	3.6	5.2	6.7	5.4	81
4	M	129.3	223.3	143.8	134.9	218.7	128.9	58
5	VJ	43.1	75.6	49.4	46.0	73.2	41.8	57
6	M	280.5	348.4	325.4	292.1	349.5	258.7	54
7	VJ	93.7	112.8	102.8	96.9	112.5	81.8	54
8	M	301.7	428.4	240.1	290.0	443.1	278.7	63
9	M	237.3	388.0	267.9	245.1	381.4	245.1	58
10	VJ	245.7	258.6	114.4	228.9	305.0	221.2	75
11	M	785.3	800.5	343.6	731.7	971.2	763.0	80
12	M	59.6	152.3	153.0	86.7	148.0	94.0	48
13	M	1326.0	1430.0	663.0	1236.0	1643.0	1186.0	73
14	VJ	20.0	36.5	22.3	20.0	36.5	22.3	60
15	VJ	160.8	76.5	39.4	langwellig			
16	M	64.2	105.6	62.8	64.2	105.6	62.8	60
17	VJ	20.9	33.7	20.8	20.9	33.7	20.8	60
18	M	75.2	120.1	103.3	62.4	115.8	95.5	54
19	M	66.4	99.6	52.6	64.3	102.3	58.9	62
20	M	156.6	223.6	125.7	150.2	231.2	146.0	63
21	M	38.6	87.9	72.1	49.0	82.9	48.2	52
22	M	132.0	223.1	138.0	134.6	220.6	130.9	59
23	VJ	62.5	46.2	14.7	langwellig			
24	VJ	73.6	85.5	37.8	66.5	99.6	66.7	72
25	VJ	24.1	21.6	9.0	langwellig			
26	VJ	15.2	12.4	5.2	langwellig			
27	VJ	1.5	2.4	1.6	1.5	2.4	1.6	60
28	VJ	628.8	547.7	239.6	langwellig			
29	M	23.6	37.8	27.2	24.2	37.1	25.4	58
30	M	47.8	49.7	31.0	45.1	57.0	45.4	77
31	M	18.1	45.8	43.0	25.5	43.6	27.6	49
32	VJ	89.8	95.2	42.5	84.1	110.2	74.7	72
33	VJ	7.4	11.9	8.5	7.7	11.6	7.6	57
34	VJ	103.0	64.5	22.0	langwellig			
35	VJ	19.6	20.3	9.4	18.3	23.6	17.8	75
36	VJ	50.3	40.4	20.2	langwellig			
37	M	8.9	10.8	7.1	8.4	11.7	8.9	69
38	VJ	2.9	3.5	2.3	2.7	3.8	2.8	69
39	VJ	3.7	7.7	5.4	4.0	7.5	4.6	57
40	VJ	208.6	117.6	51.0	langwellig			
41	VJ	120.0	105.4	39.4	langwellig			
42	VJ	126.3	118.2	60.8	langwellig			
43	VJ	259.2	480.7	606.3	kurzwellig			
44	VJ	637.4	479.0	256.2	langwellig			
45	M	37.6	18.2	4.6	langwellig			
46	M	382.4	665.8	473.5	404.1	648.5	420.5	57
47	M	896.0	548.0	156.7	langwellig			
48	M	166.5	189.6	95.8	152.5	217.0	147.7	71
49	M	127.7	72.1	18.6	langwellig			
50	M	329.8	337.4	141.2	295.0	443.9	299.9	80

Quelle: eigene Berechnung.

Tabelle A2: Teil 4: Abweichungen von einem Trend 2. Grades
Spektralschätzungen im Konjunkturbereich: $\hat{f}(\omega_1)$, $\hat{f}(\omega_2)$ und $\hat{f}(\omega_3)$

Reihen-Nr.	Daten-Art	Anfangsspektrum			verbessertes Spektrum			M**
		$\hat{f}(\omega_1)$	$\hat{f}(\omega_2)$	$\hat{f}(\omega_3)$	$\hat{f}(\omega_1)$	$\hat{f}(\omega_2)$	$\hat{f}(\omega_3)$	
1	VJ	20.6	28.8	14.1	19.0	31.3	18.8	66
2	VJ	6.5	5.3	2.1	langwellig			
3	VJ	10.1	13.4	8.7	9.8	13.8	9.6	63
4	M	14.0	22.0	12.3	13.7	22.2	13.0	61
5	VJ	43.3	68.4	38.4	43.3	68.4	38.4	60
6	M	49.7	60.0	48.6	50.0	59.8	47.2	59
7	VJ	14.9	18.1	14.8	15.1	17.9	13.5	57
8	M	404.0	600.0	346.0	392.0	614.0	383.0	62
9	M	295.0	547.0	472.0	341.0	524.0	366.0	52
10	VJ	331.0	386.0	177.0	308.0	433.0	278.0	69
11	M	118.0	133.0	58.8	108.0	154.0	104.0	72
12	M	102.0	197.0	168.0	120.0	188.0	129.0	52
13	M	193.0	243.0	125.0	182.0	262.0	168.0	66
14	VJ	25.8	36.4	17.5	23.7	39.5	24.0	66
15	VJ	136.3	77.5	36.6	langwellig			
16	M	68.7	134.7	89.5	74.1	130.4	77.0	57
17	M	22.4	43.7	30.5	24.2	42.5	26.5	57
18	M	70.7	78.9	34.6	63.7	94.7	58.7	72
19	M	104.8	140.4	69.7	98.2	149.8	91.5	65
20	M	315.0	395.0	184.0	290.0	438.0	278.0	68
21	M	71.3	130.0	94.3	77.6	126.0	78.5	56
22	M	241.0	333.0	171.0	225.0	354.0	222.0	65
23	VJ	36.3	27.4	8.3	langwellig			
24	VJ	3.0	3.6	1.6	2.6	4.3	2.8	72
25	VJ	6.4	8.0	3.8	5.6	9.3	6.3	72
26	VJ	60.0	76.0	40.6	55.0	84.0	57.7	69
27	VJ	5.8	12.0	9.3	6.8	11.5	7.0	54
28	VJ	10.5	10.4	6.2	9.7	13.2	10.3	84
29	M	43.7	76.3	57.3	46.9	74.0	49.6	56
30	M	67.4	87.1	63.6	65.9	88.9	68.6	63
31	M	45.3	96.2	84.9	56.8	91.7	59.8	51
32	VJ	6.4	7.5	3.1	5.7	9.0	5.6	72
33	VJ	13.9	24.6	18.4	14.7	24.1	16.6	57
34	VJ	55.9	27.7	7.8	langwellig			
35	VJ	39.8	51.1	25.1	36.2	56.7	38.3	69
36	VJ	42.1	26.5	11.4	langwellig			
37	M	13.5	18.7	13.4	13.4	18.9	13.8	61
38	VJ	4.5	6.2	4.4	4.3	6.3	4.8	63
39	VJ	3.8	5.9	3.3	3.6	6.1	3.8	63
40	VJ	6.2	3.1	0.8	langwellig			
41	VJ	36.3	34.7	14.9	34.2	42.7	33.9	81
42	VJ	10.2	10.0	6.6	langwellig			
43	VJ	13.4	8.7	3.7	langwellig			
44	VJ	17.8	15.4	8.8	langwellig			
45	M	19.5	13.0	4.1	langwellig			
46	M	853.0	1093.0	675.0	800.0	1180.0	852.0	68
47	M	167.0	127.0	50.1	langwellig			
48	M	257.0	368.0	276.0	262.0	363.0	259.0	58
49	M	107.0	76.2	25.9	langwellig			
50	M	106.0	117.0	62.7	98.0	137.0	104.0	77

Quelle: eigene Berechnung.

Einen Anhaltspunkt für die Stärke der Konjunkturkomponente im Vergleich zu den benachbarten Komponenten mit kürzerer oder längerer Periodendauer liefert das Verhältnis der geschätzten Spektraldichte für das Konjunkturband ($\omega_2 \pm \frac{\pi}{2M}$) zu der mittleren Spektraldichte der beiden benachbarten Frequenzbänder:

$$k = \frac{2 \cdot \hat{f}(\omega_2)}{\hat{f}(\omega_1) + \hat{f}(\omega_3)} \quad .$$

Ein hoher Wert $k > 1.5$ zeigt an, daß die Reihe eine Konjunkturkomponente besitzt, deren Amplituden wesentlich höher sind als die der benachbarten Komponenten. Ein niedriger Wert $k < 1.2$ bedeutet, daß entweder keine Konjunkturbewegungen vorhanden sind oder die benachbarten Komponenten mit ähnlicher oder höherer Intensität schwanken. Der Quotient k (im Folgenden als "Konjunkturreegibilität" bezeichnet) zeigt also an, in welchem Ausmaß das zyklische Verhalten der jeweiligen Reihe durch ihre Konjunkturkomponente geprägt wird. Die folgende Übersicht zeigt die in dieser Arbeit gewählten Abgrenzungen für die Konjunkturreegibilität.

Konjunktur- reegibilität	Verlauf des "ver- besserten" Spektrums im Konjunkturband	$k = \frac{2 \cdot \hat{f}(\omega_2)}{\hat{f}(\omega_1) + \hat{f}(\omega_3)}$	Be- zeich- nung
stark	steil	$k > 1.5$	R
schwach	flach	$1.5 \geq k \geq 1.2$	r
keine	sehr flach oder Max nicht vorhanden	$1.2 > k$	o

In den Tabellen A2 sind die Schätzwerte für die Frequenzbänder um ω_1 , ω_2 und ω_3 zusammengestellt worden. Der Vergleich zwischen Anfangsspektrum und "verbessertem" Spektrum zeigt die Verschiebungen im Konjunkturbereich sehr deutlich. In der Tabelle A3 werden die aus den "verbesserten" Spektren berechneten Einstufungen nach der Konjunkturreegibilität vorgenommen. Die Tabelle A3 zeigt auch, daß die Konjunkturschwankungen in sehr unterschiedlicher Stärke auftreten, die z.T. von den Bereinigungs-

verfahren abhängig ist, so daß eine Einstufung in die drei Klassen nicht immer eindeutig erfolgen kann. Vorhandene Konjunkturschwankungen werden unabhängig von den Bereinigungsverfahren in allen bereinigten Reihen ausgewiesen. Die Trennung in konjunkturreagible Reihen (R und r) und in konjunktur-unabhängige Reihen (o) ist von den Bereinigungsverfahren weitgehend unabhängig, während eine Differenzierung nach starker oder schwacher Konjunkturreagibilität unsicher ist.

Dies ist ein Ergebnis, das auf den ersten Blick zufriedenstellend ist, doch zeigt ein Vergleich der Originalreihen bzw. der bereinigten Reihen, daß die geschätzte Spektraldichte im Konjunkturbereich häufig von starken Schwankungen in der Anfangsperiode (Korea-Boom) oder auch in den letzten drei Jahren des Beobachtungszeitraumes abhängig ist und nicht die durchschnittliche Entwicklung im gesamten Zeitraum angibt.¹⁾ Die hier vorgenommene Einstufung nach der Konjunkturreagibilität ist also weit weniger gesichert, als es die Schätzwerte anzeigen. In der Literatur sind auch andere Methoden zu finden, die zur Identifizierung wesentlicher Komponenten dienen sollen.²⁾ Zwei Verfahren werden kurz dargestellt und Gründe für ihr Versagen in dieser Konjunkturanalyse aufgezeigt.

Eine Methode beruht auf der zusätzlichen Analyse der zur untersuchten Komponente harmonischen Schwankungen. Falls die Spektraldichtefunktion für die Frequenzbänder, denen die erste und zweite harmonische Frequenz entspricht, ebenfalls lokale Maxima besitzt, darf angenommen werden, daß die untersuchte Komponente existiert und einen wesentlichen Beitrag zur Gesamtvarianz liefert. Dieses Verfahren muß allerdings in einer Konjunkturanalyse so kurzer Zeitreihen versagen, da die erste Harmonische bereits in das Frequenzband um ω_4 und die zweite Harmonische in das Frequenzband um ω_6 fällt. Es liegt also nur jeweils ein Frequenzband zwischen aufeinander folgenden Maxima. Im Spektrum können so dicht liegende Maxima nicht getrennt werden, weil der Glättungseffekt des Spektralfensters bewirkt, daß große Anteile der beiden Maxima in das dazwischenliegende Frequenzband übertragen werden.

1) Vgl. 6.4.2. und 6.5.2.

2) C. W. J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O. S. 63 ff.

Tabelle A3:

Konjunkturreegibilität aller Reihen
nach den Bereinigungsverfahren

lfd. Nr.	Wachst. Rate	trendb. WaRate	Relat. Abwei.	trendb. Rel.Abw	absolute Abweich.	T-S Filter	gesamt
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	r	R	R	R	R	r	R
2	o	r	o	o	o	o	o
3	r	r	r	r	r	r	r
4	R	R	R	R	R	R	R
5	R	R	R	R	R	R	R
6	R	R	r	r	r	R	r/R
7	R	R	r	r	r	R	r/R
8	R	R	R	R	R	R	R
9	R	R	R	R	r	r	R
10	r	R	R	R	R	R	R
11	R	R	r	r	r	R	R
12	R	R	R	R	R	R	r/R
13	R	R	r	r	r	R	R
14	r	R	R	r	R	R	r/R
15	o	(R)	o	o	o	o	o
16	R	R	R	R	R	o	o
17	R	R	R	R	R	r	R
18	r	r	r	r	R	o	R
19	r	R	R	R	R	o	r
20	R	R	R	R	R	R	R
21	R	R	R	R	R	R	R
22	R	R	R	R	R	R	R
23	r	R	o	o	o	r	o/r
24	R	R	R	o	o	r	r/R
25	r	r	o	o	R	R	o/R
26	R	r	o	o	r	r	o/r
27	r	o	o	o	R	r	R/r
28	o	r	R	o	o	o	o
29	r	r	R	r	o	r	R/r
30	r	r	r	r	r	r	r
31	r	R	R	R	R	r	R/r
32	r	r	r	r	R	R	r
33	r	r	R	R	R	r	R/r
34	o	o	o	o	o	o	o
35	o	R	r	o	R	o	o
36	o	o	o	o	o	R	r/R
37	r	r	r	r	o	o	o
38	r	r	r	r	r	r	r
39	r	R	R	R	R	R	R
40	r	R	o	o	o	R	o/R
41	r	R	o	o	r	R	o/r
42	o	r	o	o	o	o	o
43	r	R	o	o	o	o	o/r
44	o	o	o	o	o	o	o
45	o	r	o	o	o	R	o
46	o	o	R	r	r	o	r/o
47	o	r	o	o	o	o	o
48	o	o	R	R	o	o	R/o
49	o	r	o	o	o	o	o
50	o	o	r	R	r	o	r/o

Quelle: eigene Berechnung.

Eine andere Methode beruht auf der Konstruktion von Konfidenzintervallen für die geschätzte Spektraldichte, die auf der Voraussetzung aufbauen, daß eine Zeitreihe ein Teilstück einer Realisation eines normalverteilten stochastischen Prozesses¹⁾ ist. Überlegungen dieser Art gehen davon aus, daß die Spektraldichten ihrem Wesen nach Varianzen sind und folglich die Stichprobenfunktion $v = f_M(\omega_j)/f(\omega_j)$ analog der Varianz approximativ einer χ^2 -Verteilung mit v Freiheitsgraden folgt. Damit können auch für die unbekannten Spektraldichten $f(\omega_j)$ bei vorgegebenem Konfidenzniveau $1-\alpha$ auf der Grundlage der χ^2 -Verteilung Konfidenzintervalle geschätzt werden, die sich aus der Relation

$$P \left[\frac{v \hat{f}(\omega_j)}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}} \leq f(\omega_j) \leq \frac{v \hat{f}(\omega_j)}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}} \right] = 1-\alpha$$

bestimmen.²⁾

Betrachtet man statt der Spektraldichtefunktion deren Logarithmen, so ist die Breite des Konfidenzintervalls von der geschätzten Spektraldichte des jeweiligen Frequenzbandes unabhängig.

$$1 - \alpha = P \left[\log \frac{v}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}} + \log \hat{f}(\omega_j) \leq \log f(\omega_j) \leq \log \frac{v}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}} + \log \hat{f}(\omega_j) \right]$$

Durch diese Formel ist also ein Konfidenzband konstanter Breite gegeben, das um die geschätzte Spektraldichtefunktion zu legen ist. Obwohl E. Gröhn definiert: "Das $(1-\alpha)$ -Konfidenzintervall für $f(\omega_j)$ sagt dann aus, daß der wahre Wert der Grundgesamtheit mit einer Wahrscheinlichkeit von $100(1-\alpha)\%$ von diesem Intervall umschlossen wird."³⁾, verwendet er anders konstruierte Konfidenzintervalle. Es sind "...95%-Konfidenzintervalle geschätzt worden, deren Intervallgrenzen bei $v=14$ Freiheitsgraden gemäß Gleichung (63) den Bereich $I = 0.54, 2.49$ einschließen. In den graphischen Darstellungen der ausgewählten Schätzfunktionen ist dieses Intervall jeweils durch Pfeile auf der Ordinatenachse markiert worden."⁴⁾

1) Eckard Gröhn: a.a.O. S. 66

2) ebenda, S. 67

3) ebenda, S. 67

4) ebenda, S. 111

Es handelt sich also um Konfidenzintervalle, die um die unbekannten wahren Werte der Grundgesamtheit liegen. Dies geht auch aus der Interpretation der Spektren hervor: "Außerhalb des 95%-Konfidenzintervalls liegen dagegen die Schätzwerte jener Industriezweige, die durch relativ geringe konjunkturelle Spektralampplituden charakterisiert sind."¹⁾

Eine solche Konstruktion geht von der völlig unrealistischen Vorstellung aus, daß die wahren Werte für alle Frequenzen gleich sind und sich evtl. vorhandene zyklische Komponenten durch höhere Spektraldichten in den entsprechenden Frequenzbändern auszeichnen. Es wird also die Tatsache vernachlässigt, daß in den meisten ökonomischen Reihen die niedrigen Frequenzen viel höhere Spektraldichten aufweisen als die höheren Frequenzen (mit Ausnahme der Saisonschwankungen). Aus diesem Grund ist dieser Ansatz für eine Konjunkturanalyse trend- und saisonbereinigter Reihen nicht geeignet.

Diesen unrealistischen Ansatz vermeidet Granger²⁾, der die beiden folgenden Verfahren zur Identifikation prozeßwesentlicher Bewegungskomponenten vorschlägt:

1. Konstruktion des Konfidenzintervalls konstanter Breite um die logarithmierte Spektraldichtefunktion und Versuch, eine Ausgleichskurve so durch die Schätzwerte zu legen, daß diese Kurve vollständig im Konfidenzintervall verläuft. Ist die Ausgleichskurve monoton fallend, besitzt sie also keine lokalen Maxima, dann ist keine Bewegungskomponente gegenüber den Komponenten in den benachbarten Frequenzbändern ausgezeichnet. Ist die Konstruktion der Ausgleichskurve im Konfidenzintervall nur mit einem oder mehreren Gipfeln möglich, dann sind die Komponenten, die den zugehörigen Frequenzbändern entsprechen, als prozeßwesentlich zu betrachten; vergleiche hierzu Abbildung 16.
2. Durch das geschätzte Spektrum wird eine Ausgleichskurve gelegt. Um diese Ausgleichskurve wird dann das Konfidenzintervall konstruiert. Es wird also eine Spektraldichtefunktion unterstellt, in der keine Komponente gegenüber benachbarten Komponenten besonders bedeutend ist. Liegen nun Schätzwerte oberhalb des Konfidenzbandes, so kann angenommen werden, daß die zugehörige Bewegungskomponente mit der bei der Konfidenzintervallberechnung zugrunde gelegten Wahrscheinlichkeit prozeßwesentlich ist, d.h. diese Komponente ist wesentlich stärker, als es nach dem unterstellten "typischen Verlauf" des Spektrums erwartet wird. Ein Beispiel für eine derartige Konstruktion liefert Abbildung 17.

¹⁾ Eckard Gröhn: a.a.O. S.111

²⁾ C. W. J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O. S. 62 ff.

Abbildung 16: Konfidenzintervall um ein geschätztes Spektrum

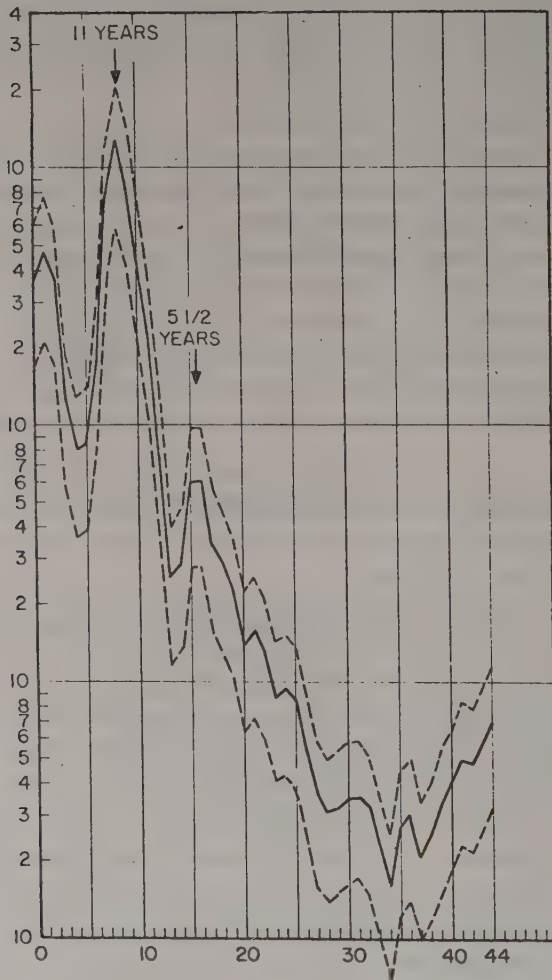


Figure 4.1. Estimated Power Spectrum for Sunspot Numbers

Quelle: C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O. S. 66

Abbildung 17: Konfidenzintervall um die Ausgleichskurve durch
ein geschätztes Spektrum

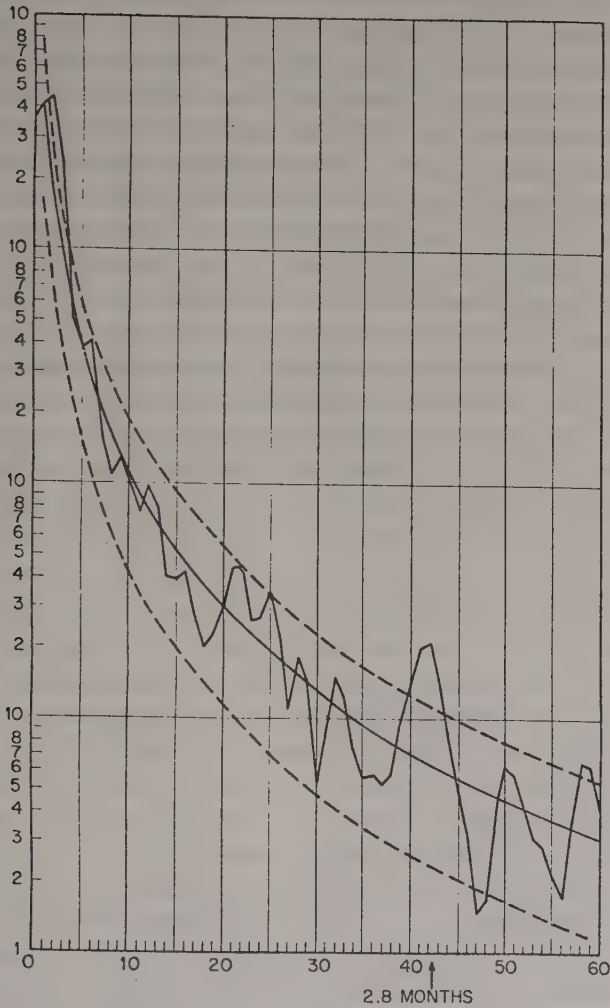


Figure 4.3. Estimated Power Spectrum for Woolworth's Stock Prices, 1946-1950.

Quelle: C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O. S.86

Leider lassen sich diese Identifikationsverfahren in einer Konjunkturanalyse so relativ kurzer Reihen, wie sie dieser Untersuchung zugrunde liegen, nicht anwenden. In unbereinigten Reihen wird der Niederfrequenzbereich durch die Trendkomponente verzerrt, und in bereinigten Reihen beginnt die Spektraldichtefunktion praktisch erst im Konjunkturband, so daß die Konstruktion der Ausgleichskurven in beiden Fällen sehr unsicher bzw. unmöglich ist. Außerdem resultiert aus der abnehmenden Stärke der Komponenten im Niederfrequenzbereich und dem Glättungseffekt des Spektralfensters ein relativ glatter Verlauf der Spektraldichtefunktion, so daß sich ein Maximum im Konjunkturband nur schlecht abzeichnet. Ein zweiter Grund liegt darin, daß durch die Kürze der Reihen das Konfidenzintervall sehr breit wird, so daß wegen der starken Glättung des Spektrums nur ganz ausgeprägte Maxima die Konfidenzgrenzen überschreiten können. So herausragende Maxima sind aber für die Konjunkturschwankungen aus den bereits erwähnten Gründen nicht zu erwarten, folglich müßten fast alle Konjunkturbewegungen als nicht besonders wichtig eingestuft werden.

5.8. ANALYSE DER SPEKTRALANALYTISCHEN SCHÄTZWERTE FÜR DIE KONJUNKTURKOMponentEN DER EINZELNEN REIHEN

Ein Vergleich der Spektren der Originalreihen und der bereinigten Reihen zeigt, daß die Konjunkturkomponenten nur untersucht werden können, wenn die in den meisten Originalreihen dominierenden Komponenten - Trend und/oder Zyklen mit Periodenlängen größer als sieben Jahre - fehlen oder durch Filter ausgeschaltet bzw. stark reduziert werden. Aus der Tabelle A1 ist zu erkennen, wie die verschiedenen Bereinigungsverfahren die Spektralschätzungen für die Konjunkturkomponenten beeinflussen. Besonders auffällig ist, daß die Wachstumsraten und die mit dem T-S-Filter bereinigten Reihen in fast allen Fällen Spektren besitzen, die im Konjunkturbereich ein lokales Maximum aufweisen. Diese Verfahren filtern alle Komponenten mit sehr niedrigen Frequenzen und mit den Saisonfrequenzen heraus oder reduzieren sie so stark, daß die Spektren erst im Konjunkturband (ω_2) beginnen. Diese breite Filterwirkung im Niederfrequenzbereich ist nicht erwünscht, denn eine unkritische Interpretation derartiger Spektren führt zu einer Überbewertung der Konjunkturkomponenten.

Die Trendbereinigung durch Subtraktion einer über das ganze Analyseintervall geschätzten Regressionsfunktion reduziert nur den Trend stark und erhält die Komponenten, deren Zyklenlängen einer Frequenz im Frequenzband (ω_1) entsprechen, so daß in den Spektren dieser Reihen auch Maxima über dem Frequenzband (ω_1) festzustellen sind. Die Rangordnung nach der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge der Wachstumsraten - Tabelle A1.1 - wird tendenziell auch von den mit anderen Verfahren bereinigten Reihen eingehalten. Die unterschiedliche Dämpfung der langwelligen Komponenten wird durch die Häufung der Fälle, in denen kein Maximum im Konjunkturband (ω_2) und in den angrenzenden Frequenzen festgestellt werden konnte, im unteren Teil der Tabelle A1.1 verdeutlicht. Insgesamt sind aber drei Möglichkeiten zu unterscheiden, in denen eine reihenspezifische Konjunkturzyklenlänge nicht zu bestimmen ist:

1. Das Maximum liegt im Frequenzband um ω_0 oder ω_1 .
2. Das Maximum liegt im Frequenzband um ω_3 oder ω_4 .
3. Das Spektrum ist flach, es existiert kein ausgeprägtes Maximum im Konjunkturband.

Welche dieser Möglichkeiten für eine Reihe zutrifft, ist nur am Verlauf des entsprechenden Spektrums zu erkennen.

Tabelle A1.1: Reihenspezifische Konjunkturzyklenlänge(in Monaten)
der bereinigten Reihen sortiert nach der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge der Wachstumsraten

Reihen Nummer	Wachs- tums- raten	trend- berei. WaRate	WaRate verkür 1954	Trend Saison Filter	abs.Ab v.R.F. 2.Grad	saison berein abs.Ab	rel.Ab. v.RegFu 2.Grade	Rel.Abw. verkürzt 1954
12	39	38	.	34	52	52	48	.
48	*	*	*	31	58	66	71	95
6	44	43	.	38	59	68	54	.
7	45	42	.	36	57	69	54	.
9	45	46	.	40	52	60	58	.
27	48	45	48	54	54	57	60	54
21	48	45	.	42	56	54	52	.
50	*	*	*	40	77	77	80	.
36	51	42	tre	kurz	tre	tre	tre	tre
17	51	51	.	45	57	60	60	.
8	51	50	.	51	62	63	63	.
30	52	56	50	49	63	88	77	90
4	53	52	.	52	61	61	58	.
5	54	54	.	54	60	60	57	.
16	54	53	.	49	57	60	60	.
13	55	54	.	54	66	68	73	.
31	56	59	62	63	51	54	49	60
37	56	58	52	56	61	78	69	90
1	57	60	63	42	66	69	60	60
10	57	57	.	54	69	72	75	.
11	57	56	.	54	72	73	80	.
14	57	57	63	54	66	60	60	60
34	57	42	fla	kurz	tre	tre	tre	tre
38	57	60	54	57	63	78	69	93
19	57	57	56	52	65	63	62	59
20	58	56	.	52	68	67	63	.
18	60	59	59	45	72	73	54	tre
22	60	57	.	53	65	64	59	.
29	60	65	58	67	56	65	58	67
33	60	66	57	69	57	66	57	66
35	60	60	60	54	69	75	75	75
39	60	60	60	51	63	63	57	57
40	60	60	63	42	tre	tre	tre	tre
41	60	60	60	45	81	tre	tre	tre
3	63	72	60	63	63	tre	81	81
24	63	63	66	66	72	75	72	78
32	66	63	66	57	72	87	72	72
42	66*	60*	fla	36	tre	tre	84	tre
43	66*	60*	66*	36	tre	tre	tre	66
23	69	63	fla	66	tre	tre	tre	tre
25	69	69	72	60	72	tre	tre	tre
26	69	72	63	69	69	93	tre	90
2	72	48	tre	42	tre	tre	tre	81
15	72	42	45	36	tre	tre	tre	tre
44	78*	tre	tre	69	tre	tre	tre	tre
28	tre	36	.	kurz	84	90	tre	.
45	tre	50	tre	48	tre	tre	tre	tre
46	tre	*	*	42	68	61	57	59
47	tre	61	66	33	tre	tre	tre	tre
49	tre	48	tre	31	tre	tre	tre	tre

Quelle: Tabelle A1

Ein zweites Problem ist die Berücksichtigung der Konjunkturreagibilität, die sich nicht immer eindeutig feststellen läßt; denn wie ist zu entscheiden, wenn die Wachstumsraten und die mit dem T-S-Filter bereinigten Reihen ein ausgeprägtes Maximum¹⁾ besitzen und die Abweichungen von einer Regressionsfunktion nicht. Die Tabelle A3 enthält die Einstufungen nach der Konjunkturreagibilität für jede bereinigte Reihe. Will man aus den Beurteilungen für die verschiedenartig bereinigten Reihen ein Gesamturteil über das Konjunkturverhalten der ökonomischen Variablen ableiten, so muß man sowohl die Spektren der Wachstumsraten als auch der mit Hilfe von Regressionsfunktionen bereinigten Reihen heranziehen, da sie einander ergänzende Informationen liefern. Das Spektrum der Wachstumsraten zeigt, wie stark die Konjunkturkomponente im Vergleich zu den benachbarten höheren Frequenzen ist, während das Spektrum einer durch Regressionsverfahren bereinigten Reihe einen Überblick über die Stärke der Konjunkturschwankungen im Verhältnis zu den Bewegungen der langwelligen Komponenten liefert. Im wesentlichen sind drei Fälle zu unterscheiden:

1. Im Konjunkturband des Spektrums der Abweichungen von einer Regressionsfunktion existiert ein ausgeprägtes Maximum. Das Spektrum für die zugehörigen Wachstumsraten besitzt für alle untersuchten Reihen ebenfalls ein lokales Maximum im Konjunkturband, das in der Regel zu den höheren Frequenzen verschoben ist, da einerseits die Durchsickereffekte aus dem Niederfrequenzbereich geringer sind, und andererseits im Konjunkturband selbst Dämpfungseffekte bei längeren und Verstärkungseffekte bei kürzeren Schwankungen auftreten (vgl. Gewichtungsfunktion der Wachstumsraten Abb. 14). Die ökonomische Variable ist als konjunkturreagibel einzustufen.
2. Im Spektrum der mit einer Regressionsfunktion bereinigten Reihe existiert ein lokales Maximum im Frequenzband (ω_1). Daraus kann noch nicht gefolgert werden, daß keine starken Konjunkturkomponenten vorhanden sind. Aus dem Verlauf des Spektrums muß jedoch geschlossen werden, daß die Gesamtbewegung der Reihe stärker durch langwelligere Komponenten geprägt wird. Über die relative Stärke der Konjunkturbewegungen gegenüber Schwankungen mit höheren Frequenzen läßt sich wegen des Glättungs- und Durchsickereffekts des Spektralfensters nichts aussagen. Eine Antwort gibt das Spektrum der Wachstumsraten oder das Spektrum der mit dem T-S-Filter bereinigten Reihe. Besitzen diese Spektren lokale Maxima im Konjunkturband, dann ist eine starke Konjunkturkomponente vorhanden, wenn sie auch den Verlauf der Reihe weniger deutlich beeinflußt als im ersten Fall. Die ökonomische Variable ist als (schwach) konjunkturreagibel einzustufen. In der Interpretation kreuzspektralanalytischer Schätzwerte muß man den Einfluß der langwelligen Komponenten berücksichtigen.

1) Vgl. 5.7.2.

Abbildung 18a: "Relative Abweichungen..." der Reihe 29: Index der Erzeugerpreise industrieller Produkte, 1954=100

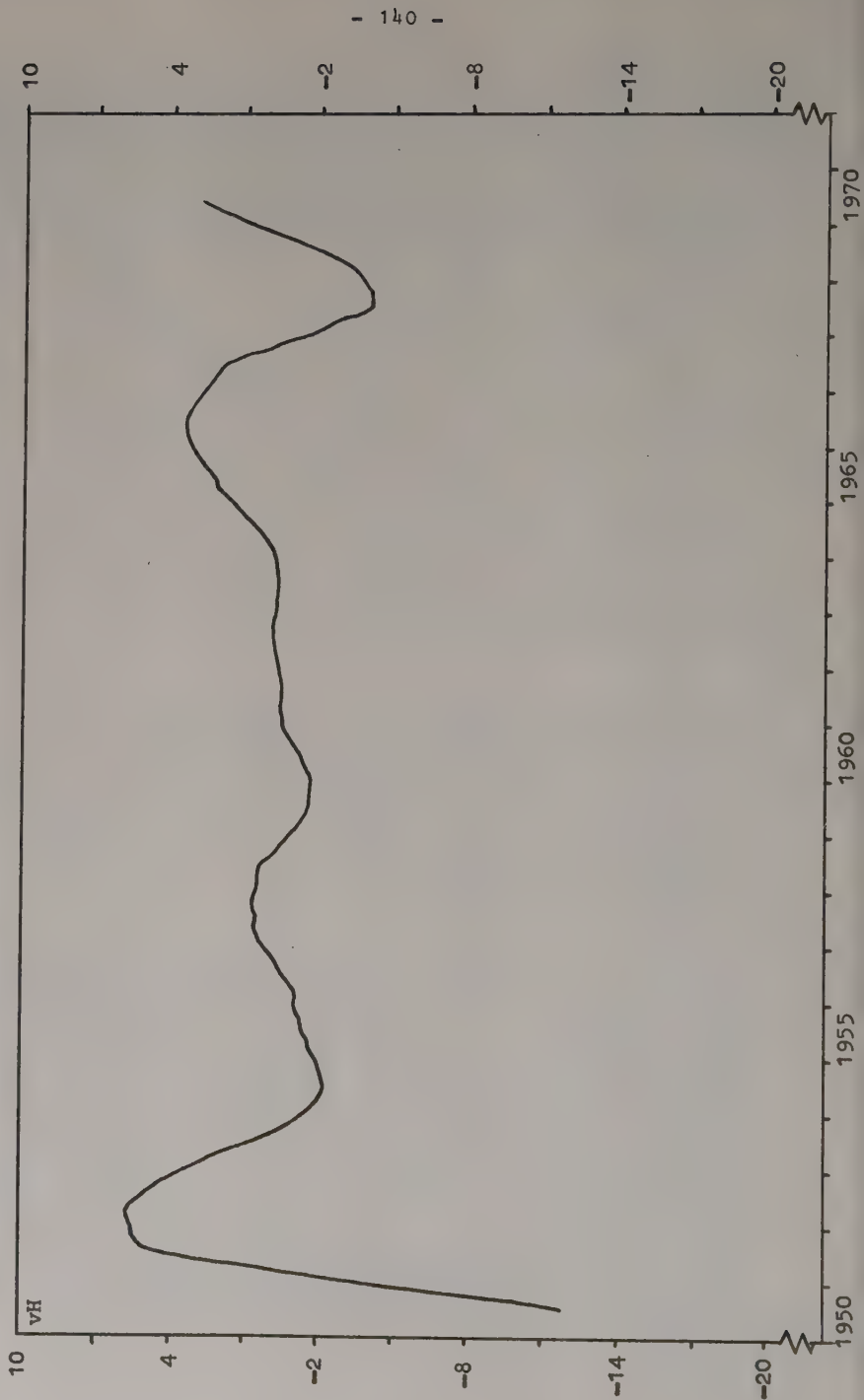


Abbildung 18b: "Relative Abweichungen..." der Reihe 31: Index der Erzeugerpreise für Investitionsgüter, 1954=100

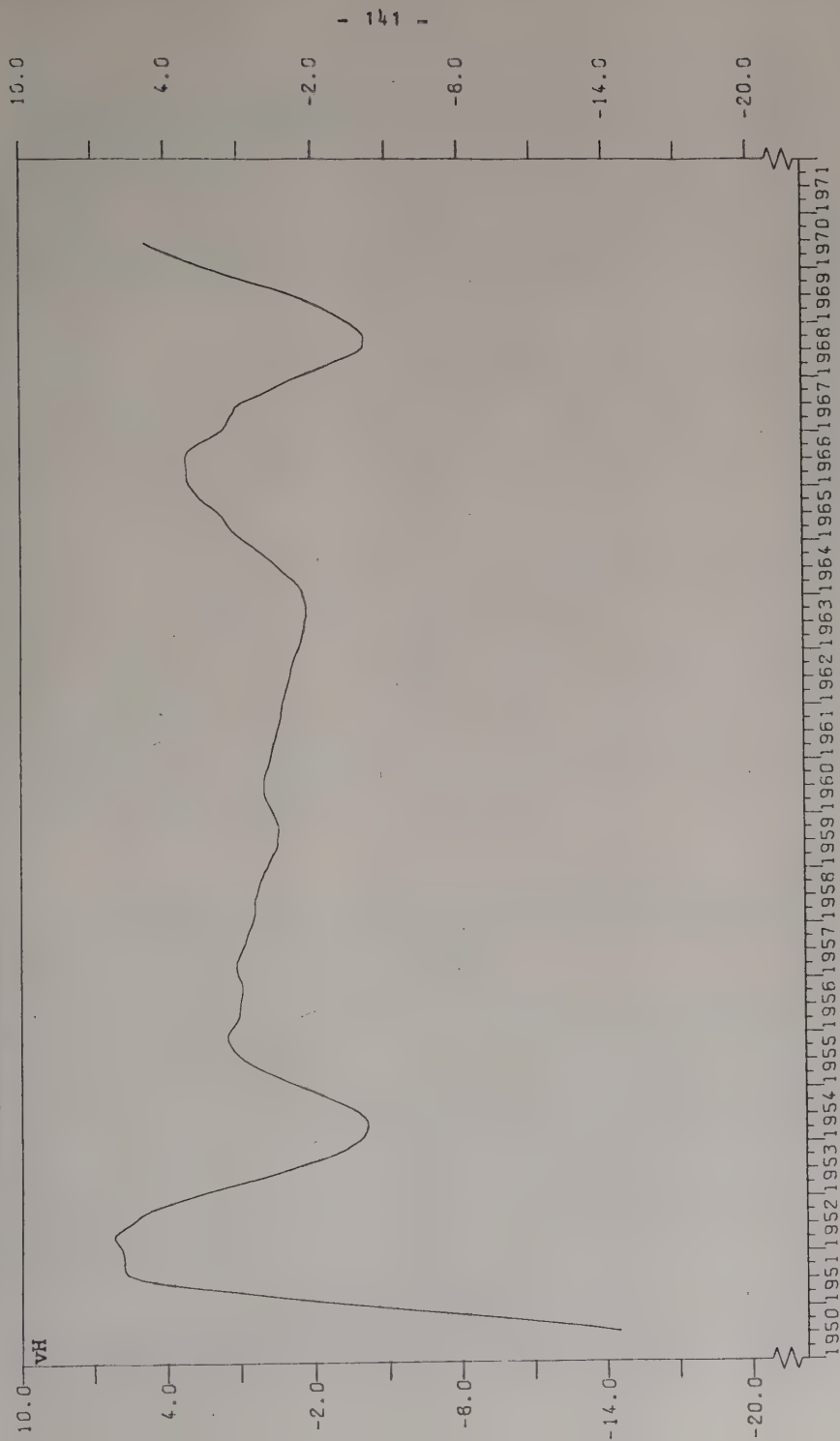
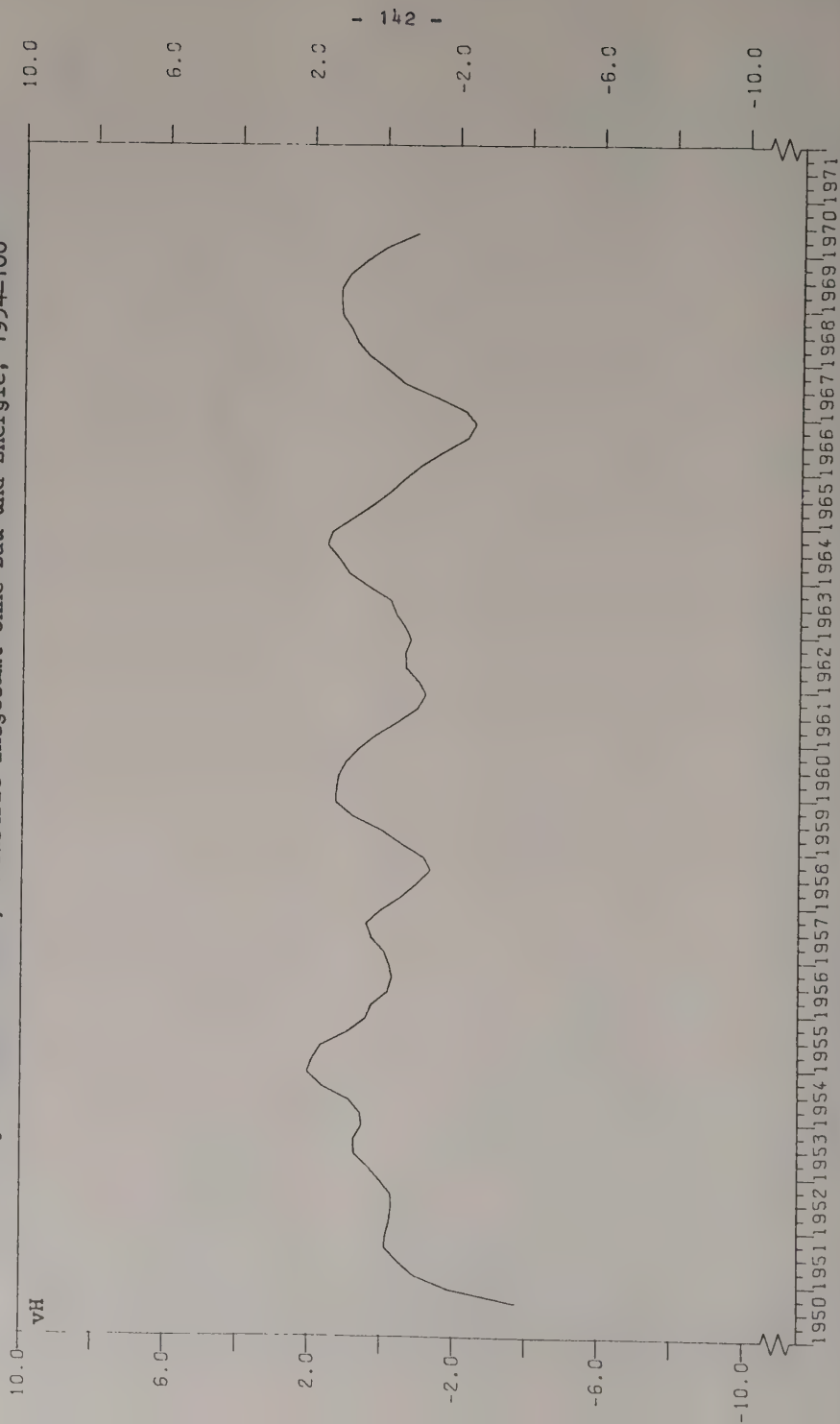


Abbildung 18c: "Relative Abweichungen..." der Reihe 27: Index des Produktionsergebnisses
je Arbeiterstunde, Industrie insgesamt ohne Bau und Energie, 1954=100



Besitzt dagegen das Spektrum der Wachstumsraten im Konjunkturband kein ausgeprägtes Maximum, dann ist die Reihe als konjunktur-unabhängig zu klassifizieren und aus einer weiteren Konjunkturanalyse auszuschließen.

3. Existiert für eine mit einer Regressionsfunktion bereinigte Reihe weder im Frequenzband um ω_2 noch um ω_1 ein lokales Maximum, dann sind keine wesentlichen langwelligen Komponenten und Konjunkturkomponenten vorhanden, und eine Konjunkturanalyse dieser als konjunktur-unabhängig einzustufenden Variablen ist nicht angebracht.

Stuft man nach diesen Überlegungen nur die Variablen als konjunktur-reagibel ein, die sowohl in den Spektren für die Abweichungen von einer Regressionsfunktion als auch für Wachstumsraten lokale Maxima bzw. hohe Spektraldichten für die Konjunkturkomponenten zeigen, so sind nur 36 der 50 Zeitreihen für eine Konjunkturanalyse geeignet.

Diese Klassifizierung ist für einige Reihen überraschend, denn sie widerspricht anerkannten Ergebnissen der deskriptiven Konjunkturanalyse (z.B. Reihe-Nr. 2 Brutto-Sozialprodukt in lfd. Preisen). Die Berechtigung dieser Einstufung ist am Verlauf der einzelnen Reihen (Originalreihen und bereinigte Reihen) zu überprüfen, d.h. es muß festgestellt werden, ob die Schätzwerte der ökonomischen Natur der Variablen entsprechen, oder ob sie in Folge zufälliger bzw. einmaliger starker Einflüsse innerhalb des Beobachtungsintervalls oder durch ungeeignete Bereinigungsverfahren verfälscht sind.

Einen ersten Eindruck von der Wirksamkeit zeitabhängiger Störungen auf die Schätzwerte liefert ein Vergleich der beiden geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen für die Analyseintervalle 1950/70 und 1954/70 der seit 1950 vorliegenden Reihen, die z.T. erheblich voneinander abweichen. Es bestehen also Unterschiede im Konjunkturverhalten der Reihen in den einzelnen Abschnitten des Beobachtungsintervalls. Im stochastischen Zeitreihenmodell sind gewisse Abweichungen zugelassen, die Existenz der Störungen widerspricht also nicht der Anwendbarkeit spektralanalytischer Methoden. Wegen der Kürze der Zeitreihen läßt sich nicht nachprüfen, ob die Störungen als stochastische Elemente angesehen werden können, oder ob sie auf einzelne Ursachen zurückzuführen sind. Da ihre Wirkungen auf die spektralanalytischen Schätzwerte groß sind, müssen sie in der Interpretation berücksichtigt werden. Ein Vergleich^{*} der für die einzelnen Reihen ermittelten Differenzen läßt keine eindeutige

Tendenz erkennen. Die ökonomischen Verhältnisse in den vier Jahren 1950 bis 1953 und/oder die in dieser Zeit eingetretenen Störungen haben also auf die ökonomischen Variablen keine gleichartige Wirkung gehabt.

Die meisten Reihen, die mit der Verkürzung des Analyseintervalls eine Verlängerung der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge zeigen, sind durch einen steilen Auf- und Abschwung im weggelassenen Zeitraum gekennzeichnet (z.B. die "Relativen Abweichungen..." der Reihen 29 und 31 Abb. 18a, 18b), während eine Verkürzung der Konjunkturzyklenlänge eintritt, wenn die Anfangsjahre durch eine gleichförmige Entwicklung charakterisiert sind (z.B. Abb. 18c der Reihe 27). Die Abweichungen von einer Regressionsgeraden zeigen größere Differenzen als die Wachstumsraten, aus denen die langwelligen Komponenten herausgefiltert sind.

Aus den spektralanalytischen Schätzwerten für die einzelnen Reihen lassen sich folgende Ergebnisse ableiten:

1. Die Lage des lokalen Maximums im Konjunkturband variiert stark in den Spektren der verschiedenen Reihen, d.h. die geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen besitzen sehr unterschiedliche Werte, so daß von daher die Vorstellung von einem einheitlichen Konjunkturverlauf nicht gestützt wird (Tabelle A1).
2. Die Schätzwerte reagieren sehr empfindlich auf die verschiedenen Bereinigungsverfahren, so daß deren Einflüsse in der Interpretation der Schätzwerte und in anschließenden Kreuzspektralanalysen beachtet werden müssen.
3. Die Konjunkturschwankungen der einzelnen Reihen sind unterschiedlich stark. Dies gilt für die Amplituden der einzelnen Konjunkturzyklen innerhalb einer Reihe genauso wie für das Verhältnis der Spektraldichte im Konjunkturband zu den Spektraldichten in den benachbarten Frequenzbändern, nach dem die Reihen als konjunkturabhängig oder konjunkturunabhängig klassifiziert werden (Tab. A3).
4. Die Zeitreihen sind für eine Konjunkturanalyse relativ kurz, so daß sich die Schwankungen in der Stärke der einzelnen Konjunkturzyklen wie eine Verletzung der Stationaritätsbedingung bemerkbar machen, denn in die Autokovarianzfunktion gehen die einzelnen Konjunkturzyklen mit dem Gewicht ihrer Amplituden ein. Dadurch entstehen gewichtete Durchschnitte, die z.T. erheblich von einem ungewichteten Durchschnitt abweichen. Da es nur ein Durchschnitt über drei bis fünf Konjunkturzyklen ist, wird die Varianz gewöhnlich groß sein. Die reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen sind also mit einer großen Streuung behaftet, so daß sie nicht als Beweis dafür dienen können, daß die Vorstellung von einem mehr oder weniger gleichartigen Konjunkturverlauf zahlreicher ökonomischer Variablen falsch ist. Sie zeigen aber deutlich eine starke Abhängigkeit der spektralanalytischen Schätzwerte von den Störkomponenten und den Bereinigungsverfahren an.

Die Frage, ob die trendbereinigten Zeitreihen ökonomischer Variablen einem stationären stochastischen Zeitreihenmodell genügen, kann weder positiv noch negativ entschieden werden, wenn im Verhältnis zur

Reihenlänge so langwellige Schwankungen untersucht werden sollen.

5.9. SCHÄTZEN DER KREUZSPEKTREN

Die Kreuzspektralanalyse baut auf der Annahme auf, daß jede Zeitreihe ein Ausschnitt aus einer Realisation eines stationären stochastischen Prozesses ist. Das bedeutet, daß jede Reihe aus voneinander unabhängigen Komponenten zusammengesetzt ist. Zwischen zwei Reihen sollen die Komponenten verschiedener Frequenzen ebenfalls voneinander unabhängig sein, nur zwischen den Komponenten gleicher Frequenzbänder können Zusammenhänge bestehen. Ziel der Kreuzspektralanalyse ist es, die Beziehungen zu schätzen, die zwischen den Komponentenpaaren von zwei Reihen gleicher Frequenz bestehen. In der hier durchgeführten Analyse sollen nur die Zusammenhänge bestimmt werden, die zwischen den Konjunkturkomponenten verschiedener Reihen bestehen.

Aus der Kreuzkovarianzfunktion, die wie die Autokovarianzfunktion über einen Zeitraum von M Meßabständen (Monaten oder Vierteljahre) geschätzt wird, läßt sich die komplexwertige Kreuzspektraldichtefunktion ableiten (vgl. 2.3.2.). Der Realteil, die Ko-Spektraldichtefunktion, beschreibt die Kovarianz zwischen den Komponenten, die "in Phase" sind, während der Imaginärteil, die Quadratur-Spektraldichtefunktion, die Kovarianz zwischen den Komponenten liefert, die um $\pi/2$ phasenverschoben sind.¹⁾ Aus diesen beiden Funktionen lassen sich zusammen mit den Spektraldichtefunktionen der beiden Reihen die zwei wichtigsten Maße für die Beziehungen zwischen den Konjunkturkomponenten zweier verschiedener Reihen angeben: Kohärenz und Phasenverschiebung.

Die Kohärenz, die den Parallelverlauf zwischen zwei Komponenten gleicher mittlerer Frequenz mißt, ergibt sich aus den drei Spektraldichtefunktionen:

$$\hat{K}(\omega_j) = \frac{\hat{Co}(\omega_j)^2 + \hat{Qu}(\omega_j)^2}{\hat{I}_x(\omega_j) \hat{I}_y(\omega_j)} ,$$

während sich die Phasenverschiebungen aus den beiden Teilen der Kreuzspektraldichtefunktion berechnen läßt:

$$\hat{\phi}(\omega_j) = \frac{\hat{Qu}(\omega_j)}{\hat{Co}(\omega_j)} .$$

¹⁾ C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O. S. 76 ff.

Diese beiden Maße wären leicht zu interpretieren, wenn sie sich auf einzelne Frequenzen oder wenigstens auf sehr schmale Frequenzbänder beziehen würden. In der Konjunkturanalyse sind sie aber Meßwerte für das in zeitlicher Interpretation sehr breite Konjunkturband, so daß eine ökonomische Aussage wesentlich von den spezifischen Eigenschaften der beiden verglichenen Komponenten abhängen wird. Erschwerend kommt die den Schätzwerten anhaftende Unsicherheit hinzu, die auf die Kürze der zur Verfügung stehenden Zeitreihen zurückzuführen ist. Die Kohärenz kann allein interpretiert werden, während die Phasenverschiebung nur sinnvoll sein kann, wenn gesichert ist, daß die beiden Komponenten annähernd parallel verlaufen. Dies ist theoretisch dann der Fall, wenn die Kohärenz einen hohen Wert besitzt. Aus der Literatur ist aber keine Grenze der Kohärenz bekannt, von der an die beiden Komponenten als synchron laufend angesehen werden können. Eine solche Grenze läßt sich theoretisch nicht ableiten, da die wahren Eigenschaften, die den Verlauf der einzelnen Reihen bzw. der interessierenden Komponenten bestimmen, nicht bekannt sind.

Um einen Überblick über das Verhalten der beiden Maße zu gewinnen, wurden Simulationen mit künstlichen Reihen der ungefähr gleichen Reihenlänge durchgeführt. Außerdem stehen mit der in 5.7. geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge und der Einstufung nach der Konjunkturereagibilität zwei Größen zur Verfügung, die die reihenspezifischen Eigenschaften der Konjunkturkomponenten beschreiben. Nur solche Bewegungskomponenten können vollkommen synchron laufen, deren Zyklenlängen übereinstimmen. Die Analyse der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen hat aber gezeigt, daß der ermittelte Schätzwert nicht nur von den Periodenlängen der einzelnen Konjunkturzyklen abhängt, sondern die Amplitude der einzelnen Schwankungen bestimmt das Gewicht, mit dem jeder Zyklus in die Schätzfunktion eingeht. Für synchron laufende Konjunkturbewegungen mit variierender Länge der Konjunkturzyklen, deren Schwankungsamplituden ebenfalls voneinander abweichen, werden in der Regel unterschiedliche spezifische Zyklenlängen geschätzt, während Komponenten, die nicht parallel laufen, gleiche Schätzwerte für die durchschnittliche Dauer der Konjunkturbewegungen haben können. Gleiche Schätzwerte für die spezifische Konjunkturzyklenlängen sind also keine hinreichende Bedingung für die Parallelität der Konjunkturbewegungen. Die Kohärenz, die formal einem Korrelations-

koeffizienten entspricht, da im Zähler der Beitrag der Konjunkturkomponenten zur Kovarianz zwischen den beiden Reihen steht und im Nenner das Produkt der entsprechenden Beiträge zur Varianz der einzelnen Reihen, soll nun näher untersucht werden.

Die Kohärenz erreicht den Wert $K = 1$ nur für identische Komponenten. Mit wachsender Differenz zwischen den Zyklenlängen der Konjunkturkomponenten muß die Kohärenz abnehmen. Sobald aber die (mittleren) Zyklenlängen der Konjunkturkomponenten voneinander abweichen, entsteht das Problem der Wahl des Verschiebungsparameters M , der die zentralen Frequenzen und damit die Frequenzbänder bestimmt, für die die Kreuzspektraldichten geschätzt werden sollen.

Simulationen mit künstlichen Reihen zeigen, daß die Phasenschätzung schlechter wird, wenn M entsprechend der kürzeren spezifischen Konjunkturzyklenlänge gewählt wird. Die Phasenverschiebung stimmt dagegen gut mit den erwarteten Werten überein, wenn die der längeren Konjunkturzyklenlänge entsprechende Schätzung durchgeführt wird. In der Kohärenzschätzung ergeben sich sowohl im Zähler als auch im Nenner Veränderungen, wenn M verschieden gewählt wird. Wird M entsprechend der längeren der beiden reihen-spezifischen Konjunkturzyklenlängen gewählt, dann ist die Spektraldichte $f(\omega_2)$ der Reihe mit der kürzeren Konjunkturzyklenlänge relativ kleiner als sie für das "richtige" M geschätzt würde. Dadurch wird die Kohärenz tendenziell größer, eine Verminderung der Kohärenz durch Verkleinerung der Kreuzspektraldichte wird also teilweise oder ganz ausgeglichen, evtl. überkompensiert.

6. SCHÄTZERGEBNISSE DER KREUZSPEKTRALANALYSE

Die Darstellung der Phasenverschiebungen und der Kohärenz, die für empirische Reihen geschätzt wurden, beschränkt sich auf die Werte für das Konjunkturband (ω_2). Die Reduzierung der Ergebnisse entspricht der Zielsetzung der Arbeit, d.h. der Konzentration auf die Frage, ob es mit Hilfe spektralanalytischer Methoden möglich ist, die Zusammenhänge zwischen den Konjunkturkomponenten makro-ökonomischer Variablen aufzudecken, wenn, wie in dieser Untersuchung, empirische Reihen vorliegen, die nur einen Beobachtungszeitraum von 17 bis 21 Jahren überdecken. Die Wiedergabe der Schätzwerte für alle Frequenzbänder oder für den Niederfrequenzbereich ($0 < \omega < 10/2M$) würde den zur Verfügung stehenden Raum weit überschreiten.

In den vorhergehenden Schritten hat die Autokovarianzanalyse gezeigt, daß die Konjunkturkomponenten unterschiedlich stark ausgeprägt sind und z.T. große Abweichungen in den geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge auftreten. Die Konjunkturereagibilität ist ebenfalls von den Bereinigungsverfahren abhängig, so daß die Trennung in "konjunkturereagible" und "konjunkturunabhängige" Reihen nicht eindeutig ist, wenn die Reihen Schwankungen mit Zyklenlängen größer als 7 Jahre enthalten. Wegen der von den Bereinigungsverfahren verursachten unterschiedlichen Phasenverschiebungen und den Verstärkungs- und Dämpfungseffekten, die in den Transferfunktionen zum Ausdruck kommen, ist es notwendig, Kreuzspektralanalysen nur zwischen Reihen durchzuführen, die dem gleichen Bereinigungsverfahren unterzogen wurden.

In einem ersten Abschnitt soll ein Überblick über die Abhängigkeiten der Phasenverschiebung und der Kohärenz für die Konjunkturkomponenten von den

1. Bereinigungsverfahren, den
2. geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen und der
3. Konjunkturereagibilität

gegeben werden, soweit sie aus den Tabellen K1 bis K4 erkennbar sind. In einem zweiten Abschnitt soll dann eine eingehendere, die einzelnen Ursachen möglichst isolierende Untersuchung der Zusammenhänge erfolgen.

6.1. KREUZSPEKTRALSCHÄTZUNGEN UND BEREINIGUNGSVERFAHREN

Die Tabelle K1 enthält die Phasenverschiebungen und Kohärenzen, wie sie für alle 50 in die Untersuchung einbezogenen Reihen für die drei Bereinigungsverfahren:

Wachstumsraten,
"Relative Abweichungen..." und
Trend-Saison-Filter

geschätzt wurden. Als Bezugsreihe für die Monatsreihen dient die Reihe 19 "Index der industriellen Nettoproduktion, Industrie gesamt ohne Bau und Energie, 1962=100", während für die Vierteljahresdaten die Reihe 5 "Auftragseingang, Industrie gesamt, in lfd. Preisen" herangezogen wurde. Die Tabelle K1 läßt erkennen, daß die Richtung der Phasenverschiebung von den angewandten Bereinigungsverfahren nur unwesentlich beeinflußt wird, denn die Vorzeichen der Phasenschätzungen sind in fast allen Fällen kon-

stant. Ausnahmen treten lediglich für Reihen auf, die für eines der Bereinigungsverfahren als konjunkturunabhängig eingestuft wurden. Auch die Sortierfolge nach dem Betrag der Phasenschätzungen innerhalb der einzelnen Bereinigungsverfahren ist ähnlich.

Zwischen den Beträgen der Phasenverschiebungen (in Monaten), die für die verschiedenen Bereinigungsverfahren berechnet wurden, bestehen erhebliche Differenzen. Eine Interpretation dieser Abweichungen ist praktisch nicht möglich, da sie neben den Verzerrungen durch die Bereinigungsverfahren noch Abweichungen durch Anwendung unterschiedlicher Verschiebungsparameter $M = \max(p_i, p_j)$ und unterschiedlicher Reihenlängen enthalten. Bezieht man die Tabellen K2 und K7.3 mit in die Betrachtungen ein, so zeigt sich, daß auch bei Verwendung gleicher Verschiebungsparameter $M = 5$ Jahre große Differenzen in den Phasenschätzungen für gleiche Reihenpaare bestehen. Diese Abweichungen sind auf die unterschiedlichen Filterwirkungen der Bereinigungsverfahren im Niederfrequenzbereich und die von Reihe zu Reihe verschiedene Stärke langwelliger Komponenten zurückzuführen.

Entsprechende Beziehungen bestehen zwischen den Kohärenzen und den Bereinigungsverfahren. Sortiert man die Kohärenzen für jedes Bereinigungsverfahren nach ihrer Größe, so ergeben sich ähnliche Anordnungen der Reihen. Abweichungen beruhen auf den Unterschieden in der Konjunkturreagibilität. Für hohe Konjunkturreagibilität ist jeweils auch eine hohe Kohärenz festzustellen, d.h. die Kohärenz ist ein Maß für die Existenz ähnlicher Bewegungen in beiden Reihen. Aber auch auf die Kohärenz wirken die Einflüsse, die von den unterschiedlichen Verschiebungsparametern und den Reihenlängen ausgehen, so daß auch für einige Reihen, die als konjunkturunabhängig eingestuft wurden, hohe Kohärenzen vorliegen.

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß die Phasen- und Kohärenzschätzungen von den Bereinigungsverfahren beeinflußt werden. Das Ausmaß dieser Abhängigkeit läßt sich nicht exakt bestimmen, so daß es ratsam erscheint, keine Vergleiche zwischen Schätzwerten durchzuführen, die aus unterschiedlich bereinigten Reihen ermittelt wurden.

Tabelle K1: Phasenverschiebung (in Monaten) und Kohärenz der Konjunkturkomponenten gegenüber den Bezugsreihen 19 für Monatsdaten und 5 für Quartalsdaten mit $M=\max(p_i, p_j)$ nach den Bereinigungsverfahren:

Wachstumsraten, "Relative Abweichungen ..." und Trend-Saison-Filter.

Monatsdaten bezogen auf Reihe 19									
Reihe Nr.	WACHSTUMSRATEN			Rel.Abw.v.Regfkt.2.Gr.			TREND-SAIS.-FILTER		
	Zy.-L	Phase	Kohär.	Zy.-L	Phase	Kohärenz	Zy.-L	Phase	Kohär.
4	53	-4	.913	58	-3	.757	52	-2	.901
6	44	-5	.483	54	-5	.190	38	-3	.457
8	51	-5	.959	63	-4	.810	51	-4	.933
9	45	-10	.661	58	-9	.545	40	-5	.563
11	57	-3	.925	80	-5	.543	54	-1	.978
12	(39)	-2	.795	48	0	.762	34	-3	.725
13	55	-4	.926	73	-5	.597	54	-2	.920
16	54	-11	.865	60	-11	.794	49	-9	.708
18	60	29	.730	54	28	.525	45	24	.403
19	57	0	1.000	62	0	1.000	51	0	1.000
20	58	1	.963	63	1	.894	52	1	.974
21	48	1	.902	52	3	.707	42	0	.902
22	60	4	.955	59	4	.924	53	4	.933
29	60	13	.414	58	17	.726	67	16	.469
30	52	11	.418	77	22	.709	49	12	.314
31	56	10	.377	49	14	.599	63	13	.287
37	56	12	.241	69	21	.585	56	14	.252
45	(60)	15	.175	lang	13	-	48	7	.580
46	(60)	22	.060	57	-2	.285	42	-4	.667
47	(60)	7	.532	lang	-2	-	33	6	.828
48	42	7	.012	71	-9	.472	31	-4	.774
49	(60)	3	.455	lang	-11	-	31	0	.698
50	51	2	.212	80	-11	.599	40	-4	.739
Quartalsdaten bezogen auf Reihe 5									
1	57	7	.824	60	7	.700	42	7	.833
2	72	7	.624	lang	7	.476	42	2	.778
3	63	18	.372	(81)	19	.760	63	20	.832
5	54	0	1.000	57	0	1.000	54	0	1.000
7	45	0	.675	54	-1	.549	36	-1	.725
10	57	0	.868	75	0	.892	54	1	.929
14	57	6	.908	60	6	.787	54	6	.980
15	72	10	.597	lang	3	.166	36	6	.628
17	51	-5	.917	60	-6	.839	45	-6	.873
23	69	26	.555	lang	23	.484	66	27	.809
24	63	5	.776	72	7	.680	66	10	.797
25	69	14	.656	lang	12	.562	60	13	.819
26	69	17	.658	lang	13	.826	69	19	.882
27	48	-7	.646	60	-7	.736	54	-5	.803
28	(60)	-14	.204	lang	-8	.729	30	-14	.435
32	66	6	.780	72	7	.774	57	7	.867
33	60	18	.662	57	17	.699	69	22	.920
34	57	12	.014	lang	15	.075	30	7	.030
35	60	16	.748	75	20	.675	54	14	.677
36	51	8	.418	lang	13	.437	36	7	.211
38	57	22	.422	69	25	.413	57	20	.588
39	60	12	.746	57	11	.643	51	9	.799
40	60	4	.420	lang	-2	.212	42	1	.455
41	60	5	.867	lang	3	.657	45	3	.761
42	66	-30	.154	(84)	-26	.574	36	-23	.283
43	66	0	.518	lang	17	.347	36	-8	.160
44	78	-36	.216	lang	-26	.341	39	-21	.180

Quelle: eigene Berechnung

6.2.1. KOHÄRENZSCHÄTZUNG UND REIHENSPEZIFISCHE KONJUNKTUR- ZYKLENLÄNGE

Die reihenspezifische Konjunkturzyklenlänge geht über den Verschiebungsparameter $M = \max(p_i, p_j)$ in die Kreuzspektralschätzungen ein. Aber auch die Schätzungen mit konstantem $M = 60$ Monate (bzw. 20 Quartale) lassen sich nur unter Berücksichtigung der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge interpretieren.

Überraschend ist die Tendenz, die sich in Tabelle K2 für die Kohärenzen abzeichnet, denn in fast allen Fällen, in denen $\max(p_i, p_j)$ kleiner als 5 Jahre ist, sind die Kohärenzen für die $M = 60$ (bzw. 20)-Schätzung größer als für die $M = \max(p_i, p_j)$ -Schätzung. Dieser Effekt widerspricht der Erwartung, daß die Kohärenz dann am höchsten ist, wenn sie für eine zentrale Frequenz geschätzt wird, die den stärksten im Frequenzbereich vorhandenen Schwankungen möglichst nahe kommt. Die Feststellung, daß die Kohärenz für eine zentrale Frequenz, die weiter von den beiden geschätzten reihenspezifischen Konjunkturfrequenzen entfernt ist, höher sein kann als für eine Frequenz, die kleinere Differenzen aufweist, scheint ein Hinweis darauf zu sein, daß die geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen nicht den wahren durchschnittlichen Konjunkturperioden entsprechen. Vergleichsrechnungen mit Verschiebungsparametern, die zwischen den spezifischen Konjunkturzyklenlängen der beiden verglichenen Komponenten liegen, zeigen ebenfalls höhere Kohärenzen, woraus sich andererseits schließen läßt, daß die reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen einigermaßen mit den tatsächlichen Konjunkturperioden übereinstimmen (vgl. in Tabelle K2 für Quartalsdaten auch die Schätzwerte für $\max(p_i, p_j)$ größer 60). Die Interpretation der Kohärenz wird durch diesen Effekt erschwert, denn eine hohe Kohärenz kann nicht ohne Prüfung der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge so gedeutet werden, daß sie die Existenz solcher Schwankungen sichert, deren mittlere Frequenz ungefähr mit der zentralen Frequenz übereinstimmt, für die die Kohärenz berechnet wurde. Eine entsprechende Aussage kann bestenfalls für die Frequenzbänder gelten. Für eine Konjunkturanalyse,

Tabelle K2:

Phasenverschiebung und Kohärenz der Konjunkturkomponenten der Wachstumsraten und der mit dem Trend-Saison-Filter bereinigten Reihen gegenüber den Bezugsreihen 19 bzw. 5 für die beiden Schätzungen mit $M=60$ (20) und $M=\max(p_i, p_j)$

Monatsdaten bezogen auf Reihe 19										
Reihe Nr.	WACHSTUMSRATEN					T-S-Filter				
	max (p_i, p_j)	PHASE		KOHÄRENZ		max (p_i, p_j)	PHASE		KOHÄRENZ	
		max	60er	max	60er		max	60er	max	60er
4	57	-3.7	-3.9	.913	.926	52	-2.4	-2.9	.901	.942
6	57	-4.8	-5.2	.483	.522	51	-2.7	-4.7	.475	.643
8	57	-5.4	-5.7	.959	.965	51	-3.5	-4.5	.933	.961
9	57	-9.6	-10.3	.661	.696	51	-5.2	-7.6	.563	.737
11	57	-3.3	-3.5	.925	.922	54	-1.4	-1.7	.978	.975
12	57	-1.8	-1.8	.795	.844	51	-3.3	-3.2	.725	.892
13	57	-4.2	-4.5	.926	.931	54	-2.0	-2.6	.920	.948
16	57	-10.6	-11.3	.865	.882	51	-8.9	-10.5	.708	.801
18	60	28.9	28.9	.730	.730	51	23.5	27.9	.403	.422
19	57	0	0	1.000	1.000	51	0	0	1.000	1.000
20	58	0.8	0.8	.963	.965	52	1.4	1.5	.974	.981
21	57	1.1	1.2	.902	.910	51	0.04	0.2	.902	.942
22	60	3.7	3.7	.955	.955	53	3.6	4.0	.933	.952
29	60	12.7	12.7	.414	.414	67	16.4	15.0	.469	.451
30	57	11.2	11.8	.418	.421	51	12.0	13.9	.314	.366
31	57	9.6	10.0	.377	.376	63	12.5	12.0	.287	.275
37	57	12.2	13.1	.241	.232	56	14.4	15.6	.252	.262
45	60	15.3	15.3	.175	.175	51	7.3	9.0	.580	.575
(46)	60	21.7	21.7	.060	.060	51	-4.5	-5.0	.667	.676
47	60	7.0	7.0	.532	.532	51	6.4	8.1	.828	.897
(48)	57	6.7	8.1	.012	.019	51	-4.0	-4.5	.774	.892
49	60	2.8	2.8	.455	.455	51	0.5	0.6	.698	.785
(50)	57	1.5	1.8	.212	.239	51	-3.9	-4.5	.739	.824
Quartalsdaten bezogen auf Reihe 5										
1	57	7.4	7.8	.824	.826	54	6.6	7.4	.833	.902
2	72	6.8	5.1	.624	.683	54	1.7	2.1	.778	.782
3	63	17.8	17.5	.372	.377	63	19.9	19.1	.832	.827
5	54	0	0	1.000	1.000	54	0	0	1.000	1.000
7	54	-0.0	-0.3	.675	.700	54	-0.7	-1.4	.725	.790
10	57	0.3	0.3	.868	.883	54	1.3	1.3	.930	.962
14	57	6.2	6.5	.908	.908	54	5.9	6.5	.980	.989
15	72	9.7	8.4	.597	.636	54	5.6	5.7	.628	.709
17	54	-5.4	-6.3	.917	.912	54	-5.7	-6.4	.873	.893
23	69	26.0	23.1	.555	.619	66	26.9	24.7	.809	.809
24	63	5.3	5.1	.776	.769	66	10.2	7.9	.797	.734
25	69	13.8	12.3	.656	.660	60	13.2	13.2	.819	.819
26	69	16.7	15.3	.658	.697	69	19.0	16.4	.882	.881
27	54	-6.7	-7.8	.646	.717	54	-7.4	-6.2	.803	.884
28	60	-14.1	-14.1	.204	.204	54	-14.4	-14.7	.439	.475
32	66	5.8	5.1	.780	.763	57	6.5	7.0	.867	.885
33	60	17.7	17.7	.662	.662	69	21.6	19.0	.923	.932
34	57	11.9	14.7	.014	.009	54	7.2	7.4	.036	.010
35	60	16.2	16.2	.748	.748	54	13.6	15.0	.671	.772
36	54	8.5	10.5	.418	.493	54	7.0	10.6	.211	.309
38	57	21.6	22.8	.442	.447	57	20.0	21.2	.588	.623
39	60	12.2	12.2	.746	.746	54	9.3	10.5	.798	.850
40	60	4.4	4.4	.420	.420	54	1.1	0.7	.455	.513
41	60	5.4	5.4	.867	.867	54	2.9	3.8	.765	.834
42	66	-30.2	-29.4	.154	-.139	54	-23.5	-24.2	.282	.411
43	66	0	0.5	.518	.533	54	-8.2	-10.6	.166	.265
44	78	-35.7	28.7	.216	.138	54	-21.1	-21.9	.187	-.302

Quelle: eigene Berechnung

die auch individuelle Konjunkturverläufe erkennen möchte, ist eine Aussage zu unscharf, die sich auf so breite (4-6.7 Jahre) Intervalle bezieht. Die Tabelle K2 zeigt, daß die Abweichungen zwischen den für die beiden Schätzverfahren $M=60$ und $M=\max(p_i, p_j)$ berechneten Kohärenzen recht hoch sein können, wenn man z.B. die mit dem T-S-Filter bereinigten Reihen 6,9,12,16 betrachtet. Allerdings besitzen diese bereinigten Reihen sehr niedrige spezifische Konjunkturzyklenlängen $p_6=38$, $p_9=40$, $p_{12}=34$ Monate, die für $M=60$ außerhalb des Konjunkturbandes ω_2 liegen, während $p_{16}=49$ Monate mit der Untergrenze von ω_2 zusammenfällt. Besonders die Analyse dieser Reihen zeigt, daß die Ursache für diese Kohärenzen (die z.T. Werte größer als 0.80 annehmen) im Glättungseffekt des Spektralfensters zu suchen ist, durch den das Spektrum so stark gestreut wird, daß auch in den benachbarten Frequenzbändern noch so hohe Werte auftreten, die bei unkritischer Betrachtung als aussagefähig gelten könnten.

Ursache für diese relativ hohe Unempfindlichkeit der Kohärenz in der Umgebung einer "starken Komponente" sind die gleichgerichteten Veränderungen des Zählers und des Nenners der Schätzfunktion der Kohärenz. Wird dieser Schätzwert für eine zentrale Frequenz berechnet, die keiner der beiden spezifischen Konjunkturzyklenlängen entspricht, dann sind alle drei geschätzten Spektraldichten kleiner als die entsprechenden Maxima. Dieser Effekt wird deutlicher, wenn man die normierten Spektren betrachtet. In den Spektren dieser Analyse, die auf den Kovarianzfunktionen basieren, sind die Beträge der Schätzwerte noch von dem Verschiebungsparameter M (d.h. der Länge der Kovarianzfunktion) abhängig. Wählt man z.B. $M > \max(p_i, p_j)$, so wird die Gesamtvarianz erhöht und die Breite der Frequenzbänder verringert, so daß die tendenzielle Abnahme der drei Schätzwerte nicht immer sichtbar wird. Unterscheiden sich der zur Schätzung herangezogene Verschiebungsparameter M und die kleinere spezifische Zykluslänge so stark, daß diese einer Frequenz im Frequenzband ω_3 entspricht, so nimmt die Spektraldichte $\hat{f}(\omega_2)$ für diese Reihe sehr stark ab und die Kohärenz steigt entsprechend stark. Diese Auswirkung ist z.B. für die Reihen 6,9,12 festzustellen, wenn die Kohärenzen für $M=60$ geschätzt werden. Liegen dagegen die Frequenzen zu p_i, p_j beide im Frequenzband um ω_2 , so sind die Veränderungen der Kohärenz

wesentlich geringer. Um einen Überblick über das Verhalten der Kohärenz in Abhängigkeit von den spezifischen Konjunkturzyklenlängen und dem Verschiebungsparameter M zu gewinnen, sind in Tabelle K3 einige Werte zusammengestellt worden.

Die aufgeführten Einflüsse zeigen, daß die Kohärenz trotz der formalen Gleichheit der Schätzfunktionen allgemein nicht einem linearen Korrelationskoeffizienten entspricht. Nur in dem Spezialfall, in dem tatsächlich zwei Komponenten mit gleichen mittleren Zyklenlängen verglichen werden, ist eine entsprechende Interpretation zulässig. Werden aber die Kohärenzen mit einem konstanten Verschiebungsparameter (z.B. $M=60$) für in den Konjunkturbewegungen sehr unterschiedliche Reihen geschätzt, so dürfen aus der Kohärenz keine Schlüsse gezogen werden wie sie aus einem Korrelationskoeffizienten gleicher Größe folgen würden. Eine sinnvolle Interpretation der Kohärenz ohne Berücksichtigung der Reihenlänge und der geschätzten spezifischen Zyklenlängen ist praktisch unmöglich.

So kommt E. Gröhn¹⁾ für die von ihm geschätzten Kohärenzen zu keiner befriedigenden Erklärung, denn für die Zeitreihen "Index der industriellen Nettoproduktion der Verbrauchsgüterindustrien" und der "Verarbeitenden Industrie insgesamt" schätzt er für ein $M=60$ eine Kohärenz von 0.86, obwohl er gezeigt hat, daß "ein Anteil von 75 Prozent am Nettoproduktionswert der aggregierten Verbrauchsgüterindustrien" aus Industriezweigen stammt, deren "wahrscheinliche Zyklendauer der Produktionsschwankungen... im untersuchten Zeitraum zwischen 40 und 60 Monaten betrug"²⁾. Es wurde also für unterschiedliche Konjunkturkomponenten eine sehr hohe Kohärenz geschätzt, die ökonomisch nicht interpretierbar ist. Sie ist auf den Glättungseffekt des Spektralfensters und die Kürze der Reihen zurückzuführen.

Nachdem die Abhängigkeit der Kohärenz von dem Verschiebungsparameter M im Verhältnis zu den geschätzten spezifischen Konjunkturzyklenlängen dargestellt wurde, ist nun zu prüfen, wie die Differenz $\Delta p = |p_i - p_j|$ die Kohärenz beeinflusst. Einen Überblick gibt Tabelle K3A, die, nach der spezifischen Konjunkturzyklenlänge der

1) E. Gröhn, a.a.O. S. 139

2) E. Gröhn, a.a.O. S. 108

Tabelle K3:

Komponenten der Kohärenzschätzungen für ausgewählte, mit dem Trend-Saison-Filter bereinigte Reihen, die für die beiden Schätzverfahren $M=60$ und $M=\max(p_i, p_j)$ ermittelt wurden.

Reihennummer		Zyklenlänge		Spektralldichten			Kohärenz	M
i	j	P_i	P_j	$\hat{f}_i(\omega_2)$	$\hat{f}_j(\omega_2)$	$\hat{f}_{ij}(\omega_2)$	$K_{ij}(\omega_2)$	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
19	6	51	38	3694	20.2	218.8	.643	60
19	6	51	38	3425	24.4	199.1	.475	51
19	9	51	40	4604	19871	8209	.737	60
19	9	51	40	4277	21713	7229	.563	51
19	12	51	34	3694	6984	4796	.892	60
19	12	51	34	3425	8865	4690	.724	51
19	16	51	49	3694	3801	3352	.800	60
19	16	51	49	3425	3665	2981	.708	51
19	29	51	67	2969	1566	1448	.451	60
19	29	51	67	2851	1672	1496	.469	67

Quelle: eigene Berechnungen

Wachstumsraten sortiert, die Kohärenz einer $M=\max(p_i, p_j)$ -Schätzung zeigt. Die Schätzwerte für die Wachstumsraten werden als Sortiermerkmal herangezogen, weil sie für fast alle Reihen geschätzt werden konnten. Aus der Tabelle K3A läßt sich ablesen, daß die Kohärenz mit wachsender Differenz zwischen den spezifischen Zyklenslängen abnimmt. Bezieht man aus Tabelle A3 die Konjunktur-reagibilität in die Interpretation ein, so wird diese Aussage bestätigt, denn die Abweichungen von der festgestellten Tendenz treten praktisch nur für Reihen auf, die nur eine schwache Konjunkturkomponente besitzen oder als konjunkturunabhängig eingestuft werden. Die Interpretation der Kohärenzen setzt also voraus, daß aus der Autokovarianzanalyse sowohl die reihenspezifischen Konjunkturzyklenslängen als auch die Konjunktur-reagibilität bekannt sind.

Als Zwischenergebnis läßt sich feststellen, daß die Kohärenz-schätzung abhängig ist von der:

1. Wahl des Verschiebungsparameters M ,
2. Differenz zwischen den geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzyklenslängen,
3. relativen Stärke der Konjunkturkomponenten zu den benachbarten Komponenten der Reihen.

Nur wenn diese Größen berücksichtigt werden, kann mit Hilfe der Kohärenz eine Aussage über den Parallelverlauf der Konjunkturkomponenten getroffen werden. Fehlen diese Angaben, dann ist unter den vorliegenden Bedingungen (kurze Zeitreihen mit starken Schwankungen in Intensität und Dauer der Konjunkturbewegungen) die Aussagefähigkeit der geschätzten Kohärenzen gering, zumal die beobachteten Veränderungen der Kohärenz wegen der Breite des Konjunkturbandes und der Kürze der Zeitreihen klein sind. Wenn die den reihenspezifischen Konjunkturzyklenslängen entsprechenden Frequenzen in das Frequenzband fallen, für das die Kohärenzschätzung durchgeführt wird, ist die Kohärenz von den zentralen Frequenzen relativ unabhängig. Sie ist also kein Maß, das auch kleine Differenzen zwischen den Konjunkturzyklenslängen deutlich anzeigt.

Tabelle K3A: Kohärenzen aller Zeitreihen mit Reihe 4 bzw. 5 nach der spezifischen Konjunkturzyklenlänge der Wachstumsraten und den beiden Bereinigungsverfahren - Wachstumsraten und "Relative Abweichungen ..." für $M=\max(p_i, p_j)$

lfd Nr.	Reihen- Nr.	Zyklen- Länge	"Relat. Abweich."		Wachstumsraten		Konjunktur- reagibilit.
			5	4	5	4	
1	12	39		.714		.703	R
2	6	44		.522		.648	r/R
3	7	45	.549		.675		r/R
4	9	45		.704		.682	R
5	27	48	.736		.646		R/r
6	21	48		.656		.786	R
7	36	51	.437		.418		o
8	17	51	.839		.917		R
9	8	51		.936		.969	R
10	30	52		.761		.803	r
11	4	53		1.000		1.000	R
12	5	54	1.000		1.000		R
13	16	54		.843		.918	R
14	13	55		.914		.850	r/R
15	31	56		.526		.446	R/r
16	37	56		.396		.431	r
17	1	57	.700		.824		R
18	10	57	.892		.868		R
19	11	57		.900		.876	r/R
20	14	57	.787		.908		R
21	34	57	.075		.014		o
22	38	57	.413		.442		r
23	19	57		.757		.967	R
24	20	58		.877		.834	R
25	18	60		.575		.771	r
26	22	60		.788		.847	R
27	29	60		.680		.658	R/r
28	33	60	.699		.662		R/r
29	35	60	.675		.748		r/R
30	39	60	.643		.746		R
31	40	60	.212		.420		o/R
32	41	60	.657		.865		o/r
33	3	63	.760		.372		r
34	24	63	.680		.776		r/R
35	32	66	.774		.780		r
36	42	66	.574		.139		o
37	43	66	.347		.518		o/r
38	23	69	.484		.504		o/r
39	25	69	.562		.641		o/R
40	26	69	.826		.620		o/r
41	15	72	.166		.624		o
42	44	78	.341		.235		o
43	2		.476		.684		o
44	28		.729		.211		o
45	45			.426		.664	o
46	46			.508		.040	r/o
47	47			.169		.736	o
48	48			.550		.024	R/o
49	49			.106		.605	o
50	50			.583		.363	r/o

Quelle: eigene Berechnung.

6.2.2 PHASENSCHÄTZUNG UND REIHENSPEZIFISCHE KONJUNKTURZYKLENLÄNGE

Um die Abhängigkeit der Phasenschätzung von den reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen bzw. der zentralen Frequenz des Konjunkturbandes ($\omega_2 = 2\pi/M$) zu zeigen, werden in Tabelle K2 die Schätzwerte für den Verschiebungsparameter $M=5$ Jahre den Werten für $M=\max(p_i, p_j)$ gegenübergestellt. In fast allen Fällen ist die geschätzte Phase (in Monaten) dem Betrag nach größer für den jeweils größeren Verschiebungsparameter. Diese Tendenz, die sowohl für die Monatsdaten als auch für die Vierteljahreswerte gültig ist, stimmt mit den Simulationsergebnissen¹⁾ für periodische Funktionen überein, die zeigen, daß die Phase in Bogen- oder Winkelmaß nur wenig mit M variiert. Die aus Tabelle K2 festzustellende Proportionalität zwischen Phase und Verschiebungsparameter M ist also die Folge der Umrechnung der Phase in die Zeitdimension mit Hilfe der zentralen Frequenz des jeweiligen Konjunkturbandes.

Die Simulationen¹⁾ mit periodischen und quasiperiodischen Funktionen zeigen außerdem, daß die Phasenverschiebung aus zwei Komponenten zusammengesetzt ist:

1. einer konstanten Phasenverschiebung zwischen den Konjunkturkomponenten der beiden Reihen,
2. einer Verschiebung, die sich im Beobachtungsintervall aufgrund unterschiedlicher reihenspezifischer Konjunkturzyklenlängen bildet.

Für empirische Reihen ist die Größe beider Komponenten nicht bekannt. Eine Trennung läßt sich besonders für so relativ kurze Reihen nicht durchführen, da die wahre Länge der Konjunkturzyklen der einzelnen Reihen unbekannt ist und die reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen durch Zyklen mit hohen Amplituden verzerrt sein können. Ein Indiz für die Existenz reihenspezifischer Unterschiede in den tatsächlichen Zyklenlängen ist die Tendenz, die sich aus Tabelle K4 ablesen läßt. Betrachtet man die nach den geschätzten Konjunkturzyklenlängen der Wachstumsraten sortierten Phasenschätzungen, so erkennt man, daß die "kürzeren" Konjunkturkomponenten häufiger einen Lead gegenüber der Konjunkturkomponente der Bezugsreihe besitzen als die "längeren" Konjunkturschwankungen. Diese Feststellung stützt zwar die Vermutung, daß mindestens ein Teil der geschätzten Phasenverschiebung die Folge abweichender

¹⁾ vgl. Anhang B

Tabelle K4: Phasenverschiebung (in Monaten) der Konjunkturkomponenten der Wachstumsraten und der "Relativen Abweichungen von der Regressionsfunktion zweiten Grades der saisonbereinigten Reihen" gegenüber den Reihen 19 und 6 für Monatsdaten und den Reihen 1 und 5 für Quartalsdaten nach geschätzter Konjunkturzyklenlänge der Wachstumsraten. Die Schätzfunktionen wurden mit $M = \max(p_i, p_j)$ für die als konjunkturreegibel eingestuften Reihen_j berechnet

Reihe Nr.	Zy- L	Wachstumsraten				Relative Abweichungen			
		Monatsdaten		Quartalsdaten		Monatsdaten		Quartalsdaten	
		19	6	5	1	19	6	5	1
12	(39)	-2	-2	-	-	0	0	-	-
6	44	-5	0	-	-	-5	0	-	-
7	45	-	-	0	-7	-	-	-1	-7
27	48	-	-	-7	-13	-	-	-7	-16
21	48	1	3	-	-	3	3	-	-
17	51	-	-	-5	-14	-	-	-7	-13
30	52	11	15	-	-	22	29	-	-
4	53	-4	0	-	-	-3	2	-	-
5	54	-	-	0	-7	-	-	0	-7
16	54	-11	-5	-	-	-11	-4	-	-
13	55	-4	2	-	-	-5	6	-	-
31	56	10	14	-	-	14	11	-	-
37	56	12	27	-	-	21	27	-	-
1	57	-	-	7	0	-	-	7	0
10	57	-	-	0	-7	-	-	0	-11
11	57	-3	2	-	-	-5	9	-	-
14	57	-	-	6	-2	-	-	6	-3
38	57	-	-	22	3	-	-	25	9
19	57	0	5	-	-	0	5	-	-
20	58	1	5	-	-	1	8	-	-
18	60	29	34	-	-	28	-24	-	-
22	60	4	9	-	-	4	10	-	-
29	60	13	21	-	-	17	19	-	-
33	60	-	-	18	5	-	-	17	8
35	60	-	-	16	6	-	-	20	5
39	60	-	-	12	3	-	-	11	4
40	60	-	-	4	1	-	-	-2	1
41	60	-	-	5	-3	-	-	3	-5
3	63	-	-	18	6	-	-	19	13
24	63	-	-	5	-6	-	-	7	-7
32	66	-	-	6	-2	-	-	7	-5
43	66	-	-	0	-5	-	-	17	12
26	69	-	-	17	5	-	-	13	6

Quelle: eigene Berechnung.

mittlerer Konjunkturperioden ist, besagt aber noch nichts über die wirklichen Ursachen, die sowohl ökonomischer als auch stochastischer Natur sein können. Es ist aber ein weiterer Hinweis dafür, daß die Interpretation der Leads und Lags nur in Verbindung mit den geschätzten reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen erfolgen darf.

Eine ökonomische Interpretation der geschätzten Phasenverschiebungen ist aus einem weiteren Grund schwierig, denn die aus den Kovarianzreihen abgeleiteten Größen geben Durchschnittswerte für das gesamte Analyseintervall an. Sie sagen nichts darüber aus, ob sich diese Schätzwerte in allen Perioden zeigen, ob also lediglich zufällige Abweichungen von diesen Durchschnitten zu beobachten sind, oder ob tendenzielle Verkürzungen oder Verlängerungen vorliegen, die die Schätzwerte beeinflussen. Da sich die Kohärenz als eine relativ unempfindliche Größe erweist, kann von ihr keine oder nur eine geringe Unterstützung in der Interpretation der Phasenverschiebungen erwartet werden.

6.3. VERKÜRZUNG DES ANALYSEINTERVALLS AUF 1954-1970

Das Analyseintervall wird aus zwei Gründen verkürzt:

1. Der Einfluß der vier Jahre 1950-1953, die stark von dem Wiederaufbau und dem Korea-Krieg geprägt wurden, soll ausgeschaltet werden.
2. Da ein Teil der Reihen erst ab 1954 vorliegt, können alle Kreuzspektralanalysen mit diesen Zeitreihen nur über dieses kürzere Analyseintervall durchgeführt werden. Um die Vergleichbarkeit der Schätzwerte zu erhöhen, sind auch für die längeren Zeitreihen zusätzliche Rechnungen über diesen kürzeren Zeitraum durchgeführt worden.

In Tabelle K5 sind die Kreuzspektralschätzungen für die konjunktur reagiblen Monatsreihen, die ab Januar 1950 vorliegen, für das Analyseintervall 1954-1970 den Ergebnissen für den gesamten Beobachtungszeitraum 1950-1970 gegenübergestellt. Die Kohärenzen der verkürzten Reihen nehmen tendenziell (in 31 von 36 Fällen) höhere Werte an, während die Phasenverschiebungen keine Tendenz erkennen lassen.

Betrag und Richtung der Veränderung in den Phasenschätzungen werden durch die Unterschiede im Verlauf der Zeitreihen im weggelassenen Zeitraum 1950/53 zum Verlauf im Analyseintervall 1954/70

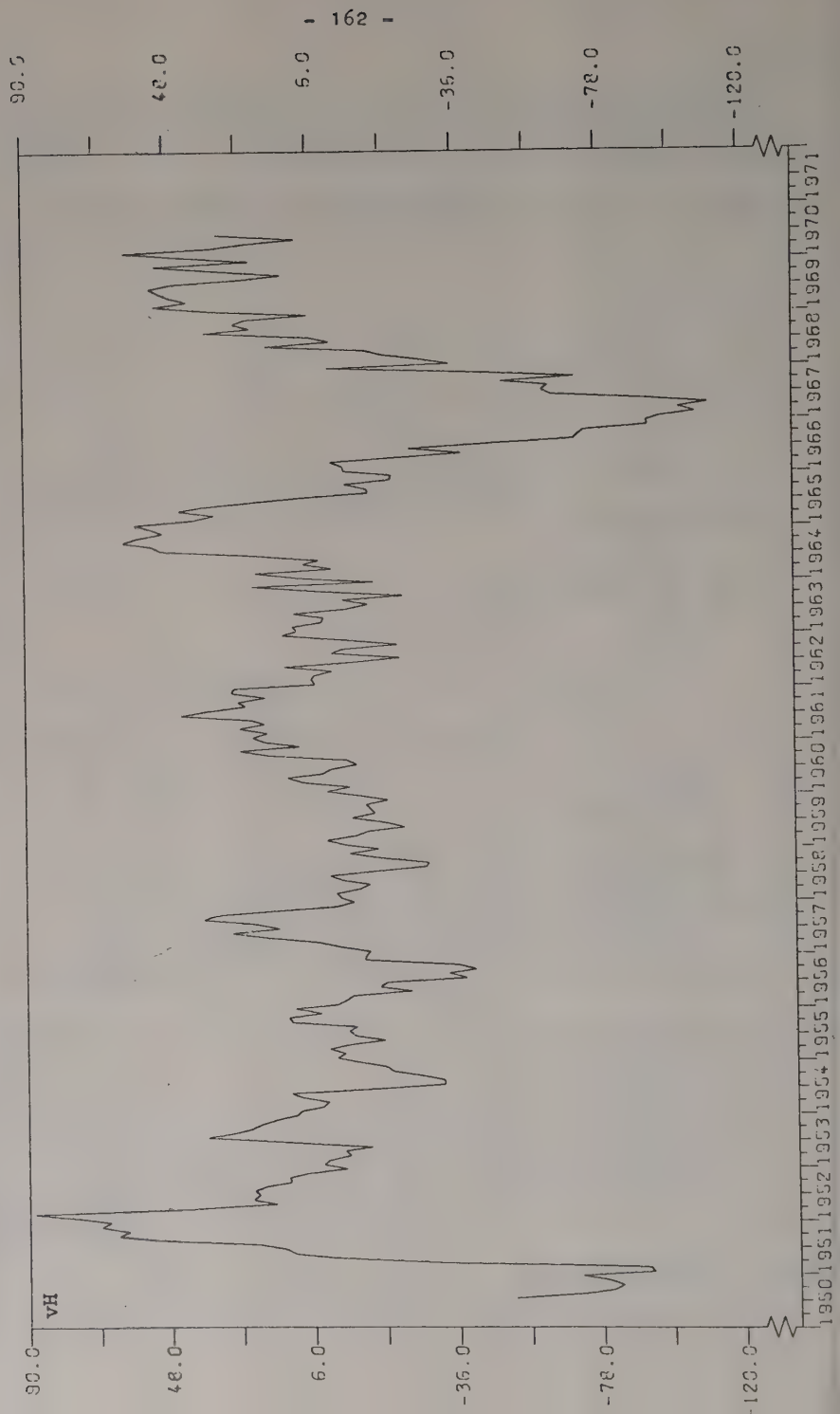
Tabelle K5:

Phasenverschiebungen und Kohärenzen der "Relativen Abweichungen ..." aller monatlichen Reihen, die seit 1950 vorliegen, für die beiden Analyseintervalle 1950/70 und 1954/70 mit $M=\max(p_i, p_j)$ und einer Regressionschätzung für das Intervall 1950/70

Reih.Nr. i - j		PHASENVERSCHIEBUNG für 1950 bis 1970									Zykl-L
i	j	19	31	18	46	29	48	37	50	30	
		19	0								62
31		14.1	0								49
18		28.3	12.4	0							54
46		- 2.0	-10.1	27.2	0						57
29		17.3	2.0	-11.8	12.7	0					58
48		- 8.8	-30.9	31.7	- 3.0	-33.9	0				71
37		21.1	1.1	-13.1	15.4	- 1.3	-34.1	0			69
50		-11.0	-37.1	32.9	- 0.3	-39.1	1.5	39.2	0		80
30		21.8	0.9	-16.7	20.2	- 1.7	34.2	- 0.4	36.1	0	77
PHASENVERSCHIEBUNG für 1954 bis 1970											
19		0									62
31		12.7	0								49
18		28.2	12.2	0							54
46		- 3.6	-16.7	27.0	0						57
29		16.6	2.2	-11.6	18.4	0					58
48		- 7.1	-23.3	31.6	- 5.7	29.2	0				71
37		24.4	5.3	-12.3	23.9	2.7	35.1	0			69
50		- 7.7	-29.4	32.8	- 4.5	-31.9	1.6	-36.7	0		80
30			1.9	-16.2	24.6	- 0.3	29.6	2.7	29.9	0	77
KOHÄRENZ für 1950 bis 1970											
19		1.000									62
31		.599	1.000								49
18		.525	.265	1.000							54
46		.285	.138	.773	1.000						57
29		.726	.896	.343	.177	1.000					58
48		.472	.058	.107	.084	.185	1.000				71
37		.585	.673	.180	.022	.846	.336	1.000			69
50		.599	.322	.275	.189	.415	.795	.599	1.000		80
30		.709	.679	.418	.147	.911	.276	.841	.467	1.000	77
KOHÄRENZ für 1954 bis 1970											
19		1.000									62
31		.677	1.000								49
18		.641	.772	1.000							54
46		.622	.715	.933	1.000						57
29		.809	.830	.810	.792	1.000					58
48		.601	.098	.123	.146	.322	1.000				71
37		.721	.425	.555	.588	.792	.530	1.000			69
50		.817	.411	.384	.404	.678	.795	.689	1.000		80
30			.495	.784	.749	.858	.400	.758	.675	1.000	77

Quelle: eigene Berechnung

Abbildung 19: "Relative Abweichungen..." der Reihe 46: Veränderungen zum Bargeldumlauf



beeinflusst. Die Schätzwerte zeigen, wie stark die Kovarianzfunktionen von den Anfangsjahren beeinflusst werden. Erhebliche Abweichungen treten auf, wenn in dieser Zeit Konjunkturbewegungen mit hoher Amplitude und abweichender Zyklenlänge erfolgt sind. Ein Beispiel für starke Unterschiede im Verhalten der analysierten Reihen ist die Reihe 46 "Veränderungen des Bargeldumlaufs", für die die Kohärenz- und Phasenschätzungen für die beiden Zeiträume starke Abweichungen zeigen. Vergleicht man die Darstellung der Originalreihe mit dem Verlauf der bereinigten Reihe, so muß man feststellen, daß die Abweichungen in der bereinigten Reihe teilweise darauf zurückgehen, daß die Anfangsjahre 1950/53 durch die Bildung der relativen Abweichungen überbewertet wurden. Eine ökonomische Interpretation dieser Schätzwerte ohne Berücksichtigung dieser unbeabsichtigten Gewichtung würde zu falschen Aussagen führen.

Die in Tabelle K5 zusammengestellten Ergebnisse zeigen sehr deutlich, wie die Schätzwerte verfälscht werden, wenn in so kurzen Reihen einzelne Zyklen starke Abweichungen vom Verlauf der Konjunkturbewegungen im übrigen Beobachtungsintervall besitzen. Allein aus diesen Schätzwerten darf aber nicht geschlossen werden, daß die ökonomische Entwicklung in den vier Jahren 1950/53 wesentlich anders verlaufen sei als in der Folgezeit. Eine solche Interpretation der Differenzen geht zu weit, denn sie berücksichtigt nicht die Unterschiede, die zwischen den auftretenden Eigenschaften der empirischen Zeitreihen und den Voraussetzungen und Wirkungen der angewendeten Bereinigungsverfahren bestehen. Eine Trennung zwischen den tatsächlichen Eigenschaften und den durch die Bereinigungsverfahren induzierten Transferwirkungen ist notwendig. Eine vergleichende Analyse der Reihen der Wachstumsraten könnte Hinweise auf tatsächlich vorhandene Unterschiede im Reihenverlauf liefern; denn im Gegensatz zu einer Regressionsfunktion für das gesamte Analyseintervall sind die Wachstumsraten nur von den beiden miteinander verglichenen Werten abhängig, so daß die Filterwirkung der Wachstumsratenberechnung für alle Bereiche des Analyseintervalls gleich ist. Die Unterschiede in den Schätzwerten sind also vollkommen auf die Veränderung des Analyseintervalls zurückzuführen. Die Tabelle K6 zeigt die reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen für die beiden Bereinigungsverfahren -Wachstumsraten und Relative Abweichungen von der Regressionsfunktion zweiten Grades der saisonbereinigten Reihe- je-

Tabelle K6: Reihenspezifische Konjunkturzyklenlängen der Reihen, die seit 1950 vorliegen, für die beiden Bereinigungsverfahren: Wachstumsraten und "Relative Abweichungen ... " in den Analyseintervallen 1950/70 und 1965/70

Reihennummer i	Wachstumsraten		"Relative Abweichungen ..."	
	1950/70	1954/70	1950/70	1954/70
1	57	63	60	60
2	trend	lang	lang	(81)
3	63	60	(81)	(81)
14	57	63	60	60
15	trend	(45)	trend	lang
18	60	59	54	lang
19	57	56	62	59
23	69	(84)	lang	lang
24	63	66	72	78
25	69	72	lang	lang
26	69	63	lang	lang
27	48	48	60	54
29	60	58	58	67
30	52	50	77	lang
31	56	62	49	60
32	66	66	72	72
33	60	57	57	66
34	57	flach	lang	lang
35	60	60	75	75
36	flach	trend	lang	lang
37	56	52	69	lang
38	57	54	69	lang
39	60	60	57	57
40	60	flach	lang	lang
41	60	flach	lang	lang
42	66	flach	(84)	lang
43	66	66	flach	66
44	flach	lang	lang	lang
45	trend	trend	lang	lang
46	n.d.	n.d.	57	59
47	lang	66	lang	(78) flach
48	n.d.	n.d.	71	lang
49	trend	trend	lang	lang
50	n.d.	n.d.	80	lang

Quelle: eigene Berechnung.

trend: = lokales Maximum in w_0

lang : = lokales Maximum in w_1

flach: = kein lokales Maximum in w_0 bis w_3

n.d. : = Wachstumsraten sind nicht sinnvoll, da bereits Differenzen gegeben sind.

Abbildung 20a: Wachstumsraten der Reihe 23:
Abschreibungen in lfd. Preisen

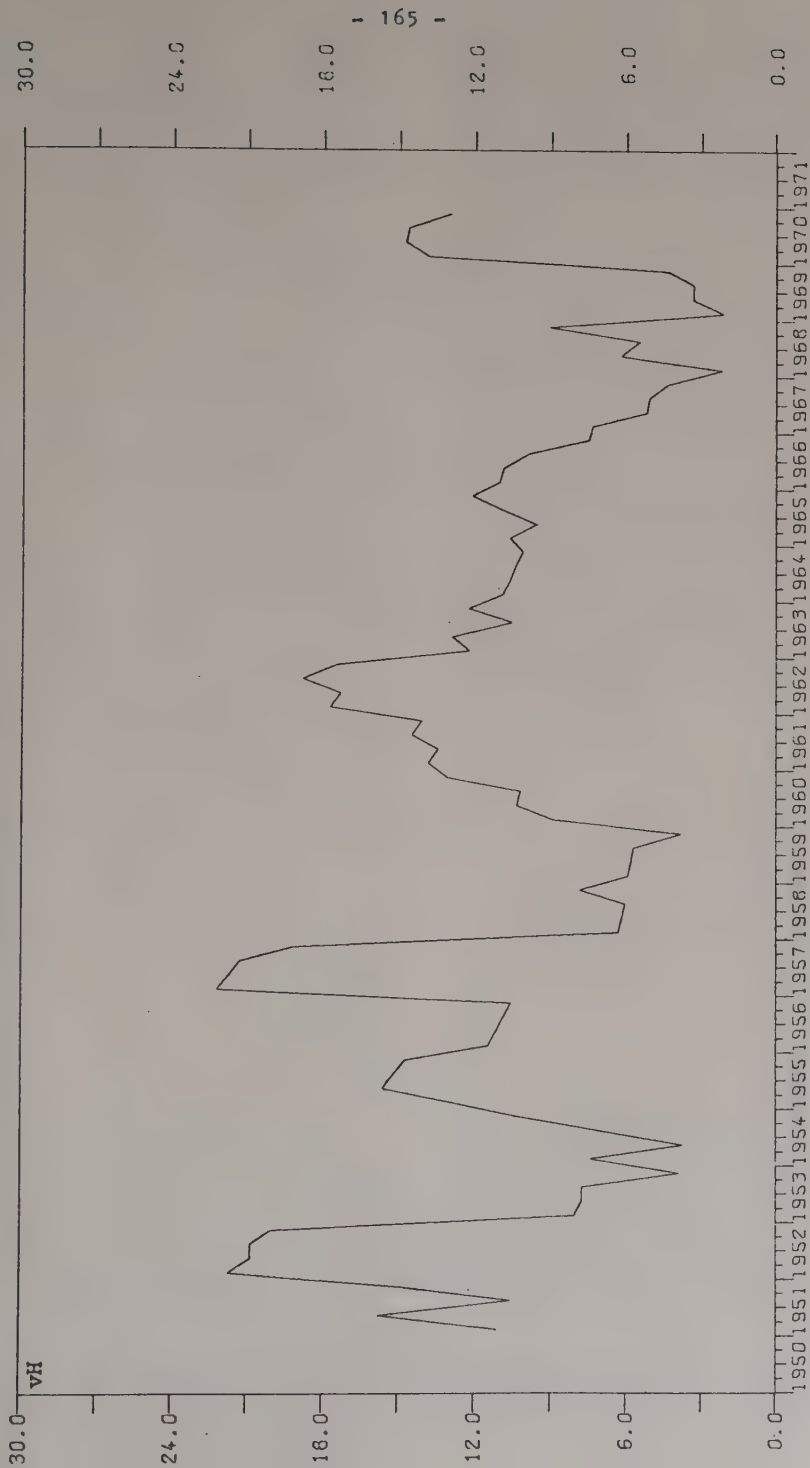


Abbildung 20b: Wachstumsraten der Reihe 34:
Staatsverbrauch in Preisen von 1954

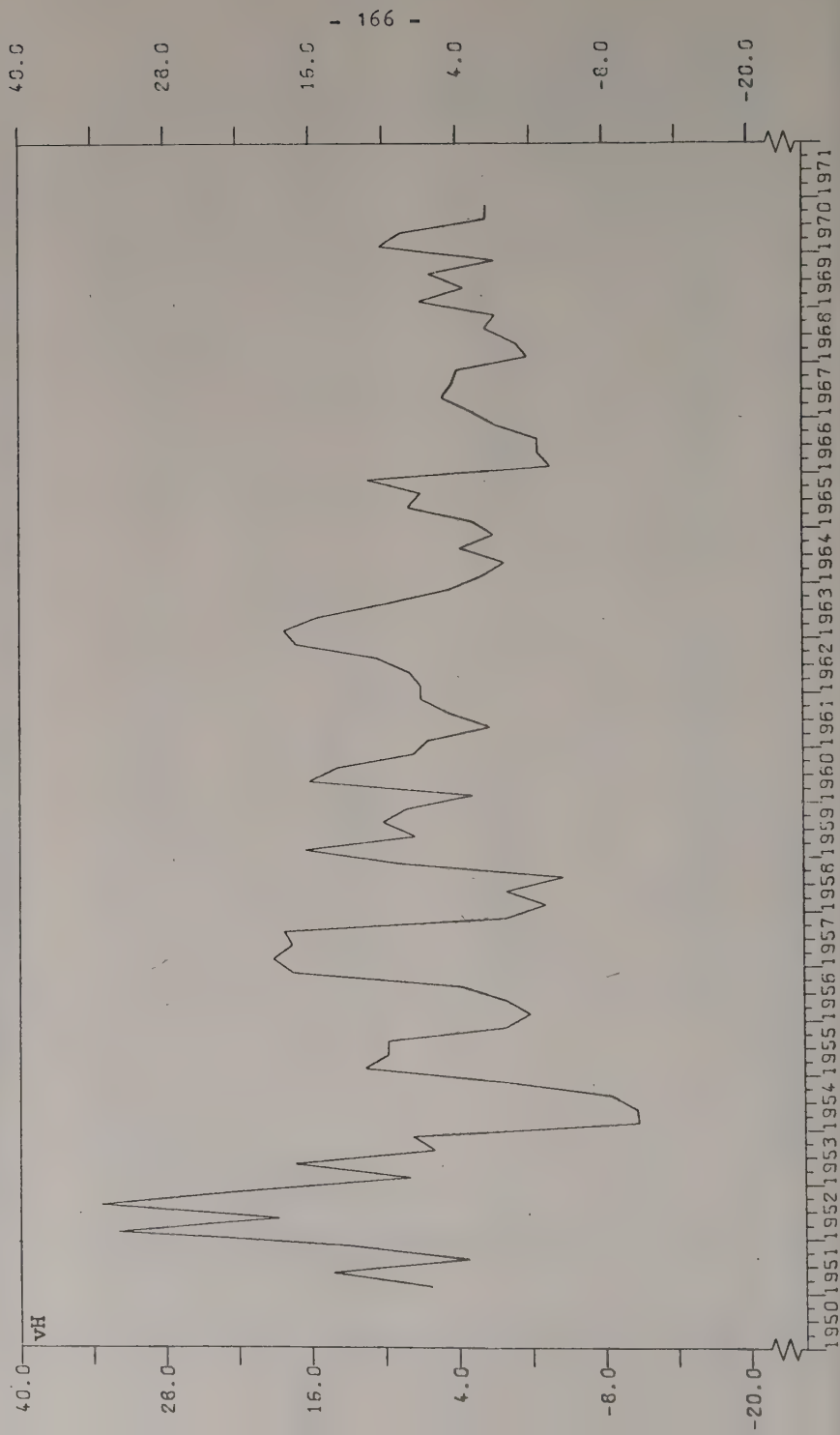
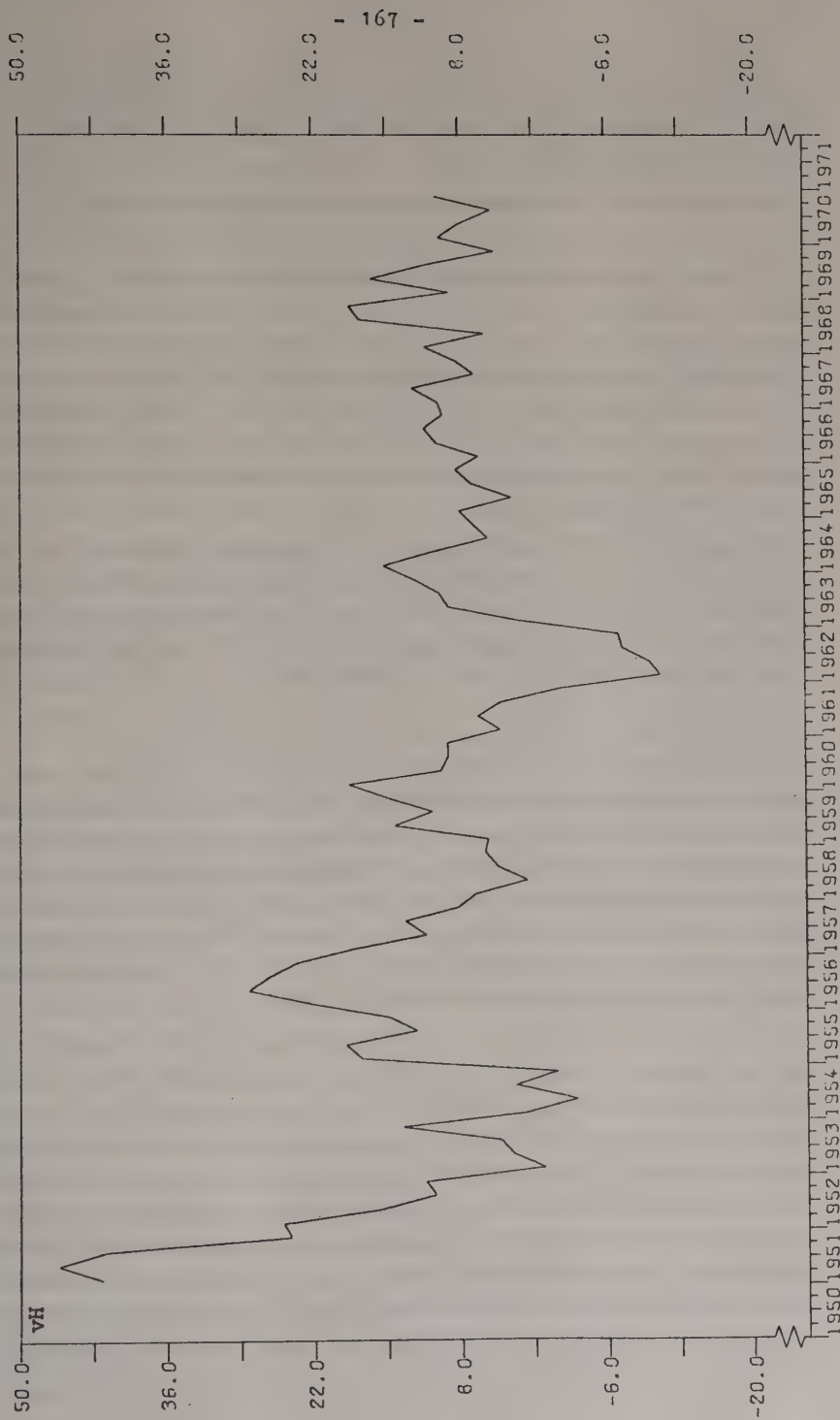


Abbildung 20c: Wachstumsraten der Reihe 40:
Exporte in Preisen von 1954



weils für die Analyseintervalle 1950/70 und 1954/70. Es lassen sich Veränderungen der spezifischen Konjunkturzyklenlängen in beide Richtungen feststellen.

1. Verlängerung der spezifischen Konjunkturzyklenlänge

Für einen Teil der verkürzten Reihen (z.B. Nr. 23,34,40) läßt sich im oder in der engeren Umgebung des Konjunkturbandes ω_2 kein lokales Maximum mehr feststellen, da dieses durch eine starke Schwankung zwischen 1950 und 1953 erzeugt worden war, während in der Folgezeit keine starken Schwankungen mit einer mittleren Fünfjahresperiode auftreten. Dieser Effekt scheint auf die Existenz langwelliger Bewegungen zurückzugehen, denn für die "Relativen Abweichungen..." der betreffenden Reihen liefern die Spektren hohe Amplituden im Frequenzband um ω_1 .

Verlängerungen der spezifischen Konjunkturzyklenlängen, die z.B. für die Reihen 1,24,25 festzustellen sind, gehen entweder auf die Ausschaltung eines kurzen Zyklus in den ausgeschlossenen vier Jahren zurück oder zeigen, daß nun ein anderer Zyklus (häufig 1966/70) den Verlauf des Spektrums im Niederfrequenzbereich bestimmt.

2. Verkürzung der spezifischen Konjunkturzyklenlänge

Mit der Verkürzung des Analyseintervalls werden für die Reihen Nr.3, 26,20,33,37 geringere spezifische Konjunkturzyklenlängen geschätzt. Dies ist darauf zurückzuführen, daß entweder in den Anfangsjahren eine Konjunkturabhängigkeit in dem in der Folgezeit festzustellenden Umfang nicht vorhanden war (z.B. Reihe 26) und/oder Sondereinflüsse (Koreakrise 1950/51) (z.B. Reihe 30,33,37) eine Zerstörung des "Konjunkturhythmus" bewirkten.

Die Übergänge zwischen diesen Veränderungen sind fließend, so daß keine generelle Aussage über die Wirkung der Jahre 1950/53 auf den Konjunkturverlauf in der BRD möglich ist. Dieses für die Wachstumsraten skizzierte Bild wird noch verworrener, wenn die Schätzwerte der "Relativen Abweichungen..." einbezogen werden, in denen noch Einflüsse der langwelligeren Komponenten enthalten sind. In die Analyse über den gesamten Beobachtungszeitraum gehen die Jahre 1950/5 häufig mit einer starken Gewichtung ein, die aus der Konstruktion der relativen Abweichungen zu erklären ist. Da die Schwankungen um die jeweilige Regressionsfunktion nicht konstant sondern pro-

portional zum erreichten Niveau erfolgen, ist die Anpassung der Regressionsfunktion in dem Bereich mit den absolut geringeren Abweichungen am schlechtesten. Dies führt zusammen mit den niedrigeren Werten der Regressionsfunktion zu verhältnismäßig großen Werten der relativen Abweichungen, so daß die Bewegungen der Anfangsjahre die Schätzwerte überproportional beeinflussen.

Der aus den Tabellen K5 und K6 abzulesende Sachverhalt wirft folgende Fragen auf:

1. Ist es zulässig, die über unterschiedliche Analyseintervalle geschätzten Werte miteinander zu vergleichen?
2. Dürfen Teilstücke bereinigter Reihen zu einer Kreuzspektralanalyse herangezogen werden?

Diese Überlegungen stehen in einem gewissen Widerspruch zur Grundannahme der Spektralanalyse, eine Zeitreihe als Ausschnitt aus einer Realisation eines schwach stationären stochastischen Prozesses anzusehen. Solange diese Hypothese aufrecht erhalten wird, kann man davon ausgehen, daß eine Verlängerung des Analyseintervalls zu besseren Schätzwerten führt. Ein Vergleich auch solcher Werte ist zulässig, die über unterschiedlich lange Analyseintervalle geschätzt wurden. Läßt man aber diese Annahme fallen und unterstellt den für die verschiedenen Intervalle ermittelten Differenzen bestimmte Ursachen (z.B. Korea-Krise, Aufwertung der DM), so müssen alle Schätzwerte für das gleiche Analyseintervall berechnet werden, um einen sinnvollen Vergleich zu ermöglichen. Das bedeutet, daß Trendausschaltung bzw. -reduzierung durch Regressions-schätzung eine Neuberechnung der Regressionsfunktion für das jeweilige Analyseintervall erfordert. Aus den Ausführungen E.Gröhns¹⁾ geht hervor, daß er für verkürzte Analyseintervalle die Regressionsfunktionen neu geschätzt hat. Dieser Gesichtspunkt ist nur von Bedeutung, wenn die Trendschätzungen über das gesamte Analyseintervall erfolgen.

In einer Kreuzspektralanalyse mit $M = \max(p_i, p_j)$ müssen die reihen-spezifischen Konjunkturzyklenlängen für das Analyseintervall eingesetzt bzw. zur Interpretation der Kohärenz- und Phasenschätzungen herangezogen werden. Die in Tabelle K6 zusammengestellten reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen weisen darauf hin, daß im untersuchten Zeitraum eine starke Abhängigkeit der Schätzwerte von den Anfangsjahren 1950-1953 besteht.

¹⁾ Eckard Gröhn, a.a.O. S. 94 f.

Abbildung 21: Teil 1

Wachstumsraten der Reihe 1:

BRUTTOSOZIALPRODUKT IN LFD. PREISEN, V.J. 150-470

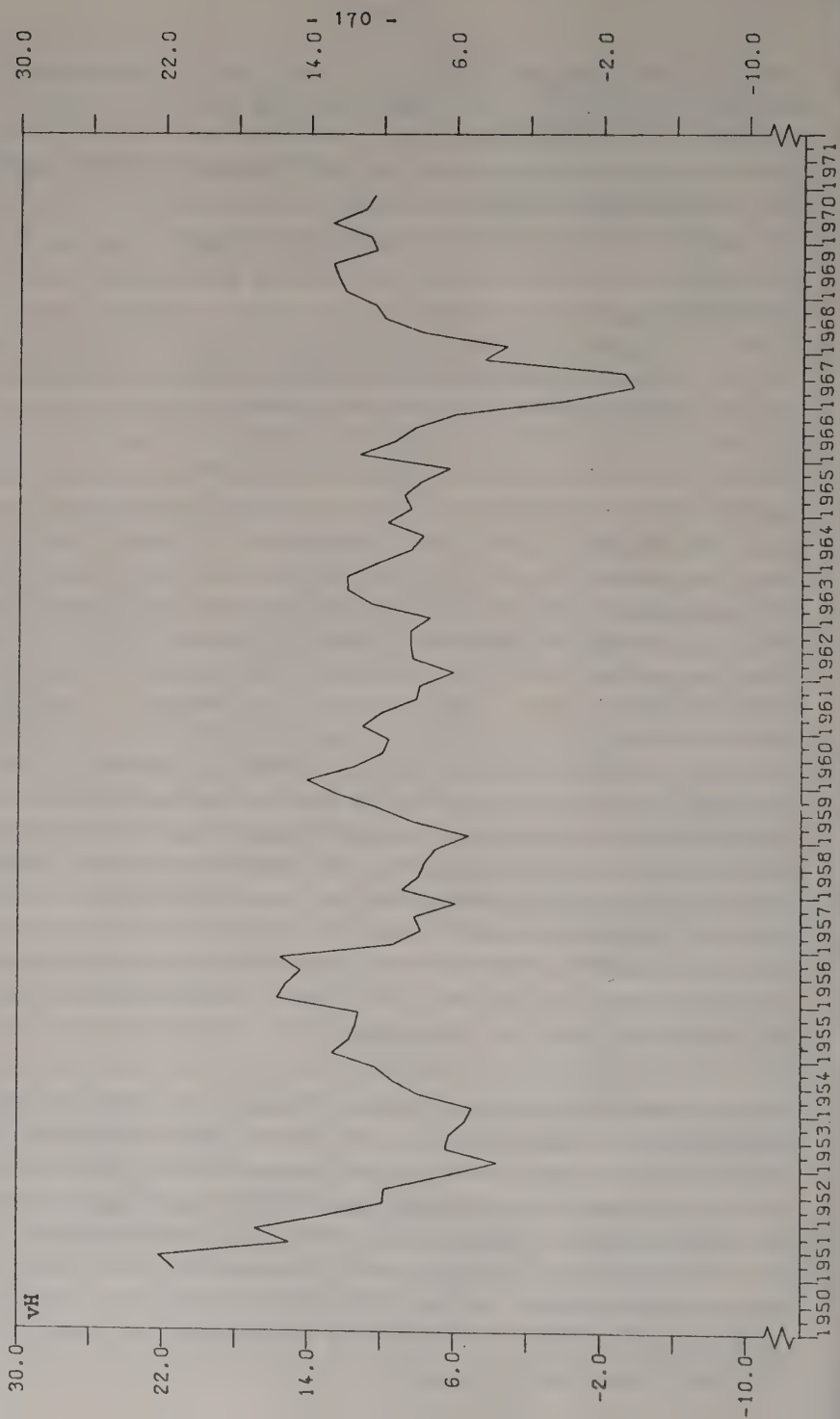


Abbildung 21: Teil 2

Wachstumsraten der Reihe 24:

BRUTTOANLAGEINVESTITIONEN IN PREISEN VON 1954 VJ 150-470

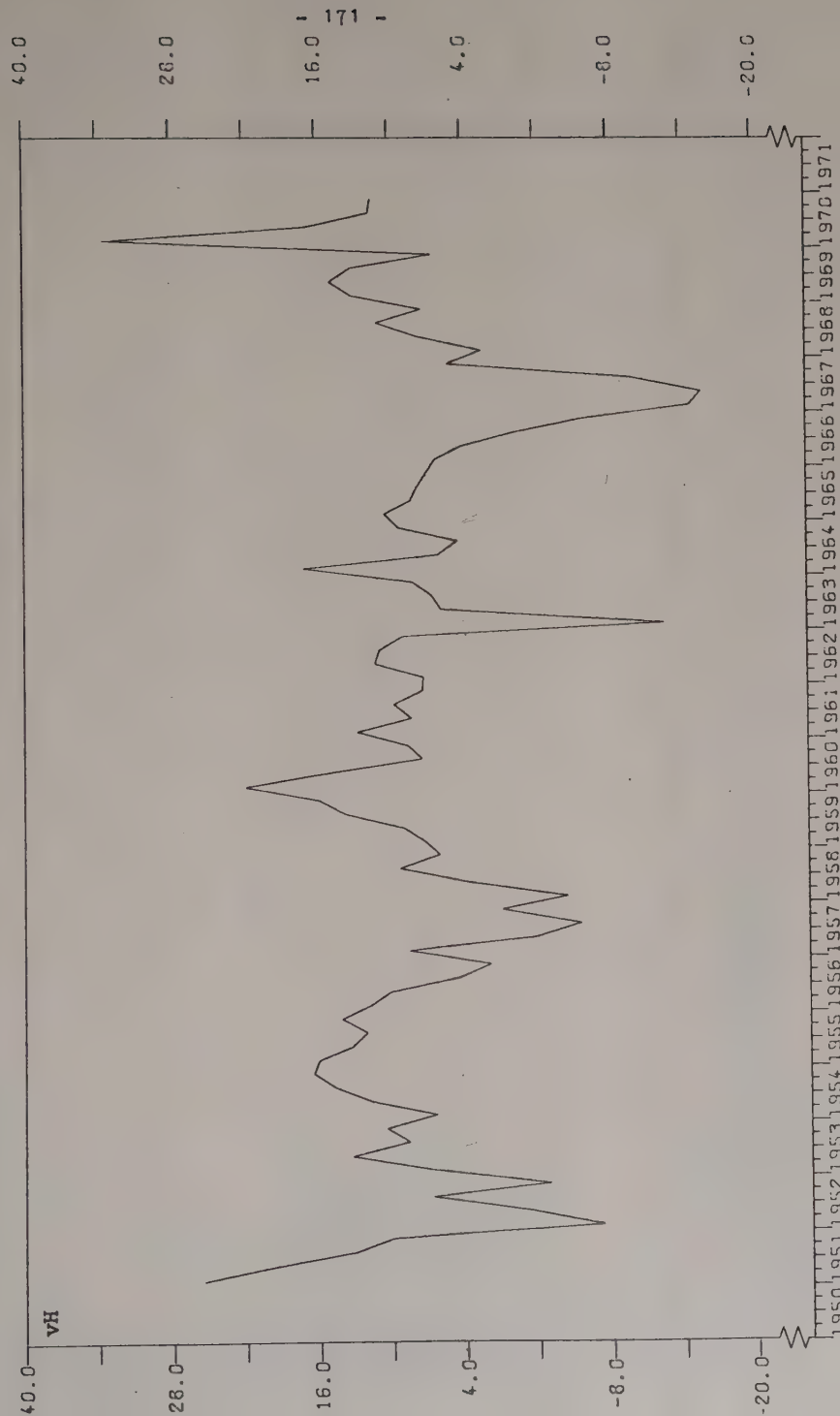


Abbildung 21: Teil 3

Wachstumsraten der Reihe 25:

BRUTTOLÖHNE UND GEGHÄLTET IN L.F.D. PREISEN.V.J. 1950-1970

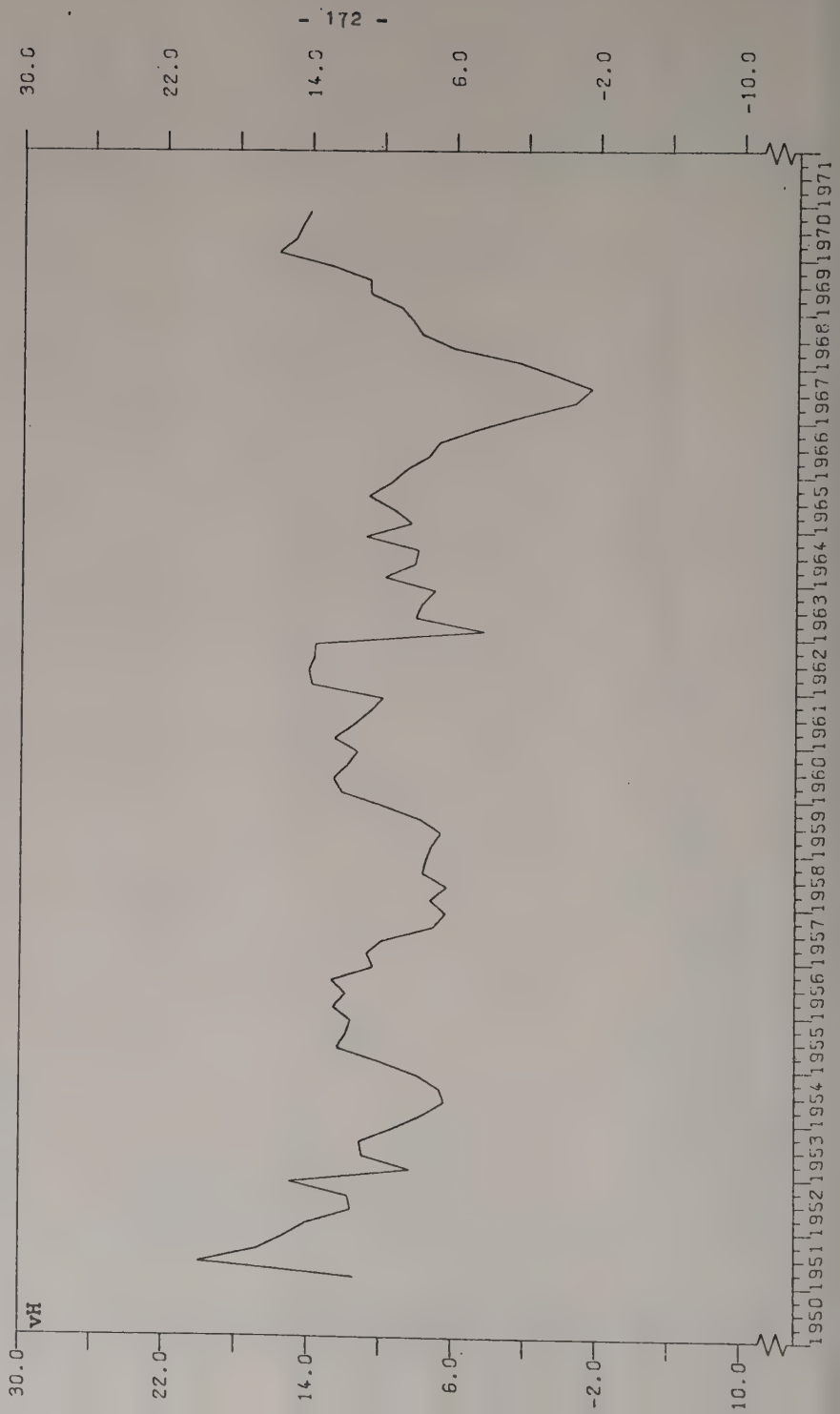


Abbildung 22: Teil 1

Wachstumsraten der Reihe 3:
PREISINDEX DES BRUTTOZUSATZPRODUKTES, V.J. 150-470

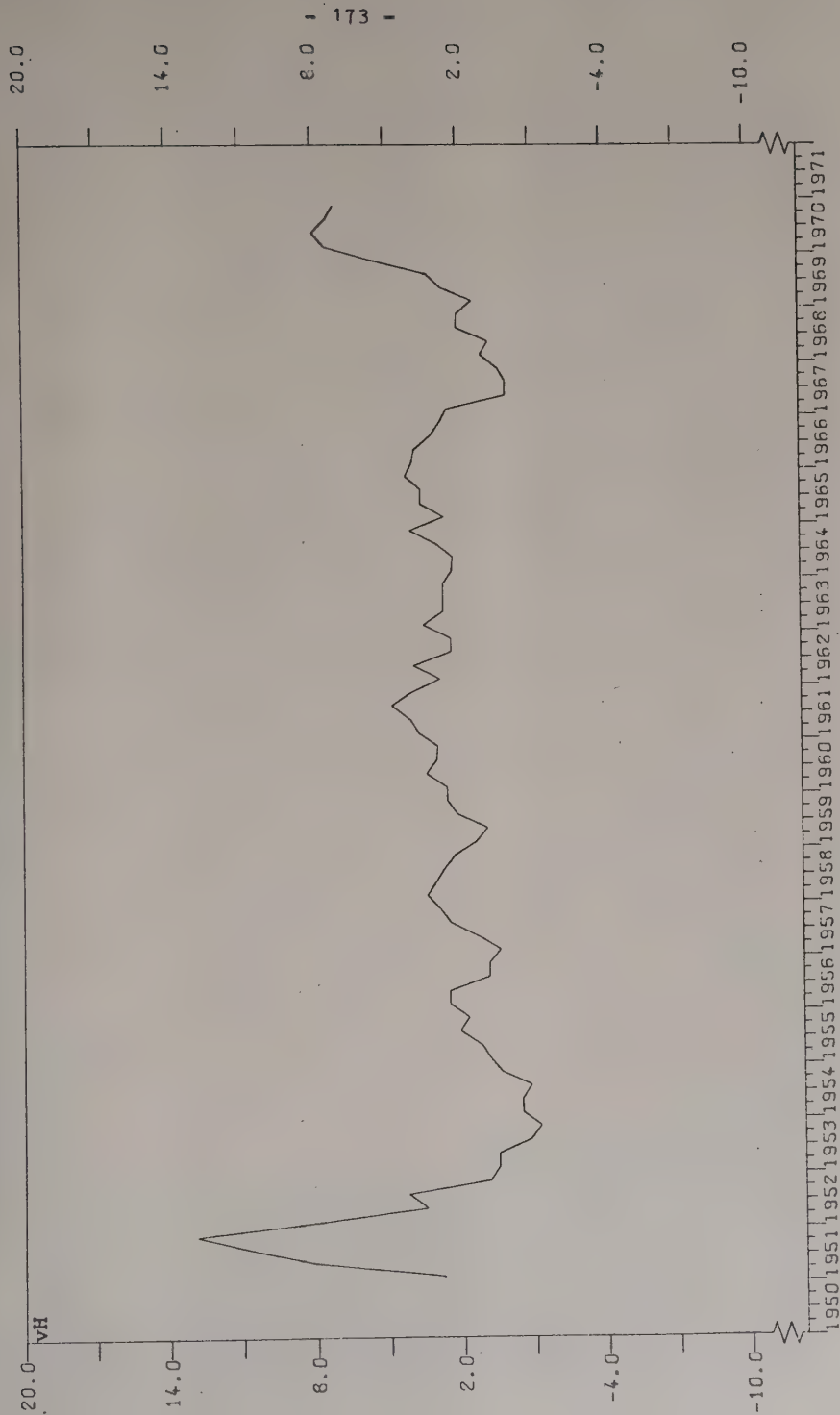


Abbildung 22: Teil 2

Wachstumsraten der Reihe 26:

INDEX NOM. DURCH-BAU-STU-LOHN IND-ARBEITER, 1954=100. VJ. 150-470

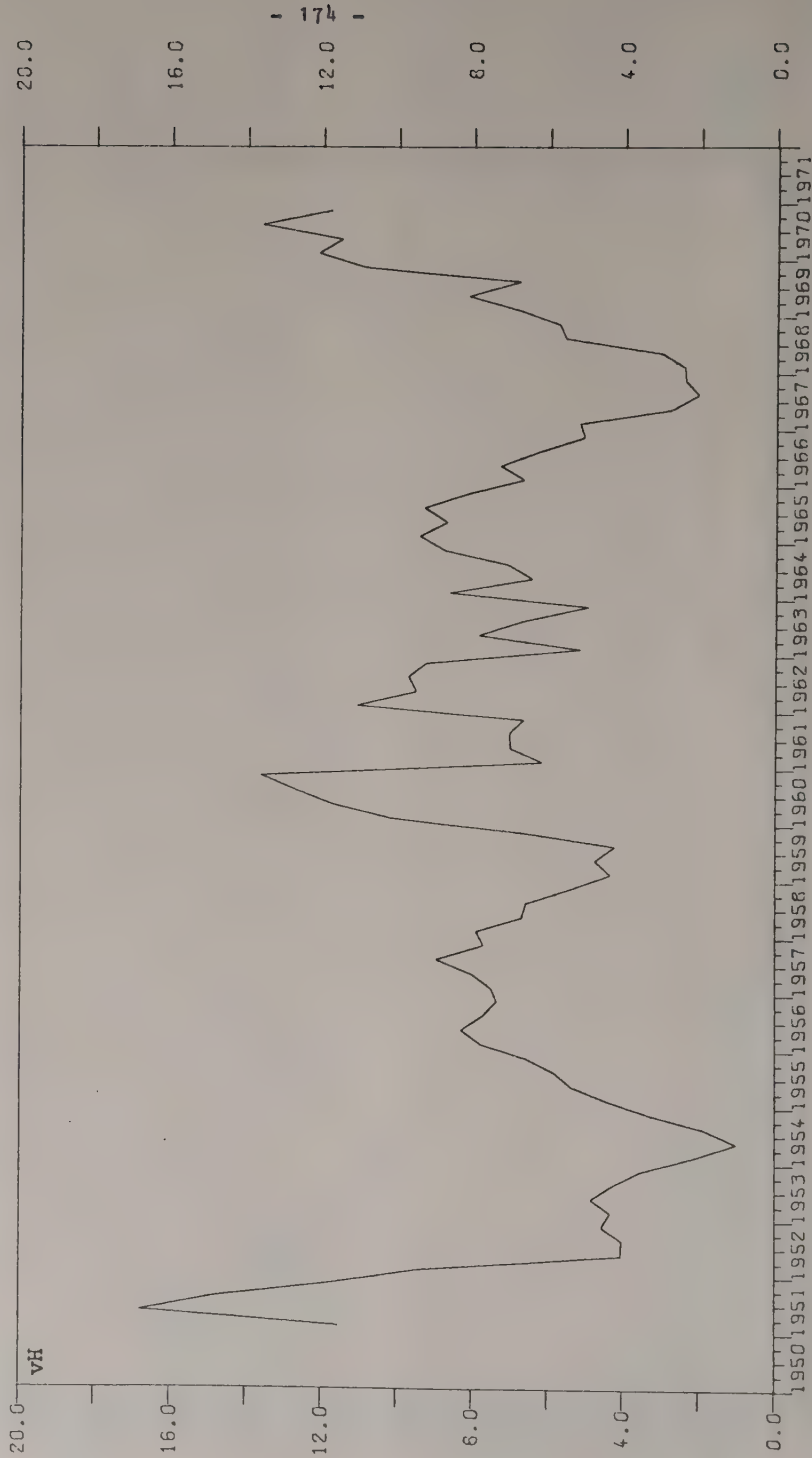


Abbildung 22: Teil 3

Wachstumsraten der Reihe 30:

INDEX DER ERZEUGERPREISE FÜR VERBRAUCHSGÜTER, 1954=100, M. 150-1270

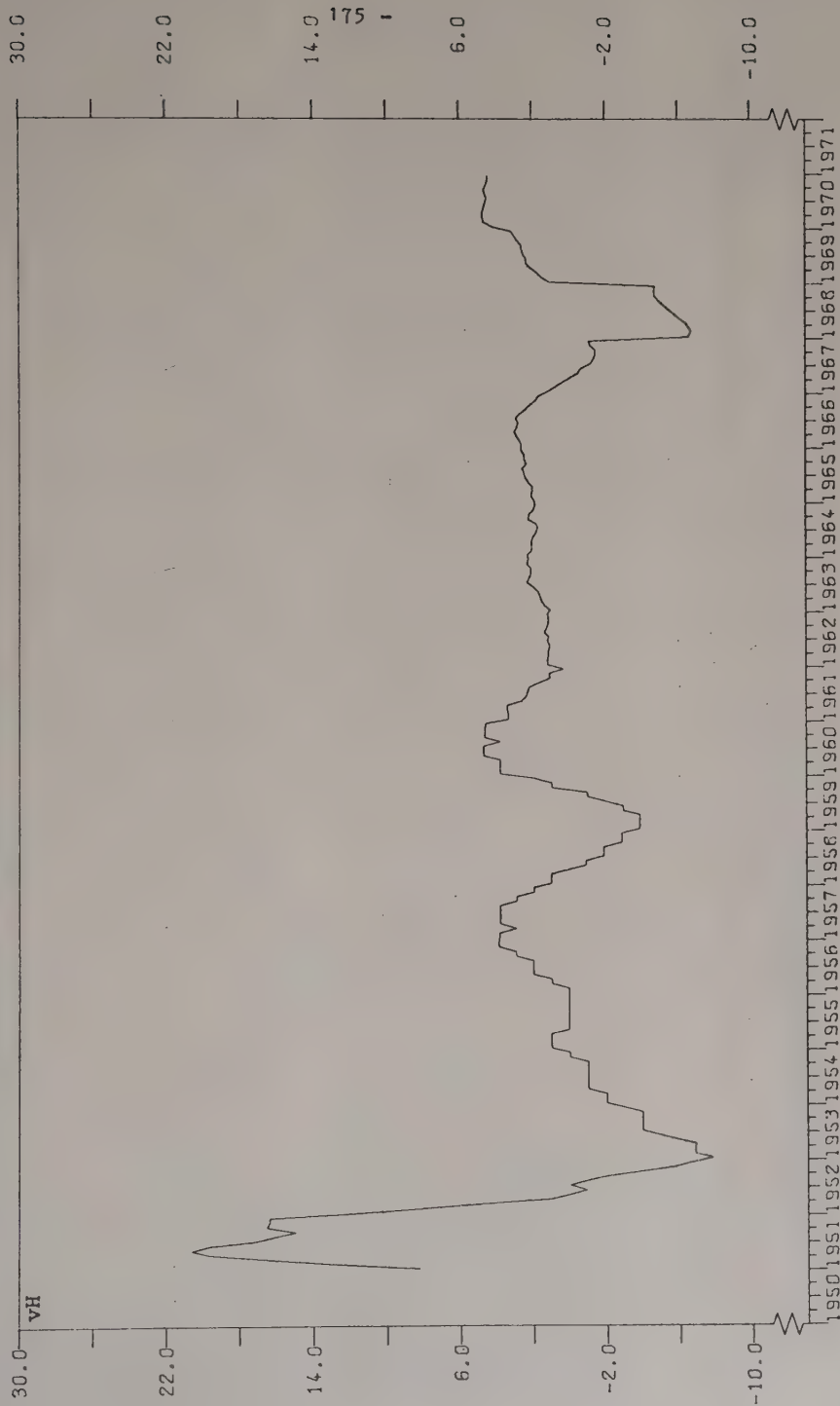


Abbildung 22: Teil 4

Wachstumsraten der Reihe 33:

PREISINDEX DER ERZEUGERPREISE IND. PRODUKTE 1954=100. VJ. 150-470

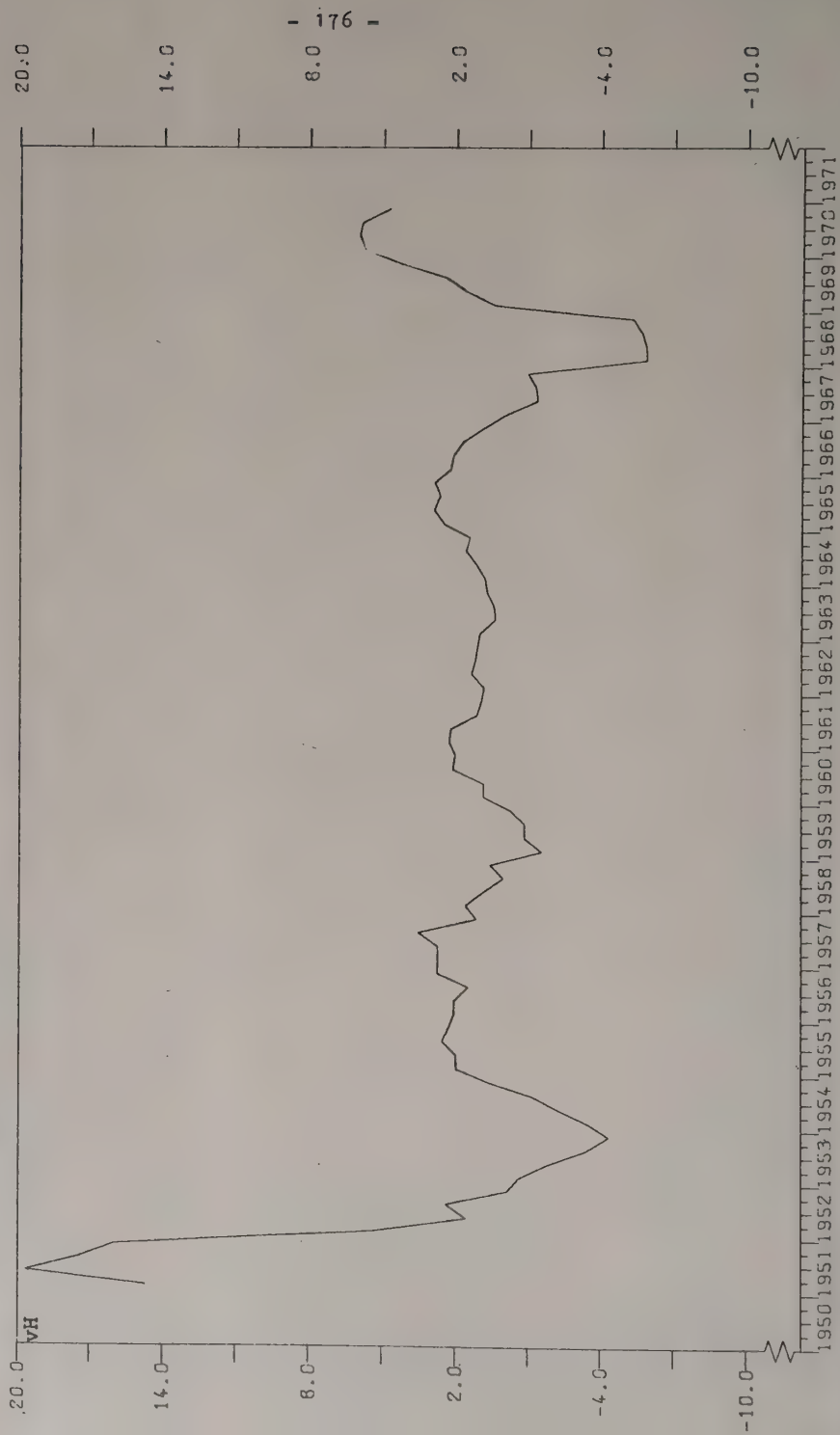
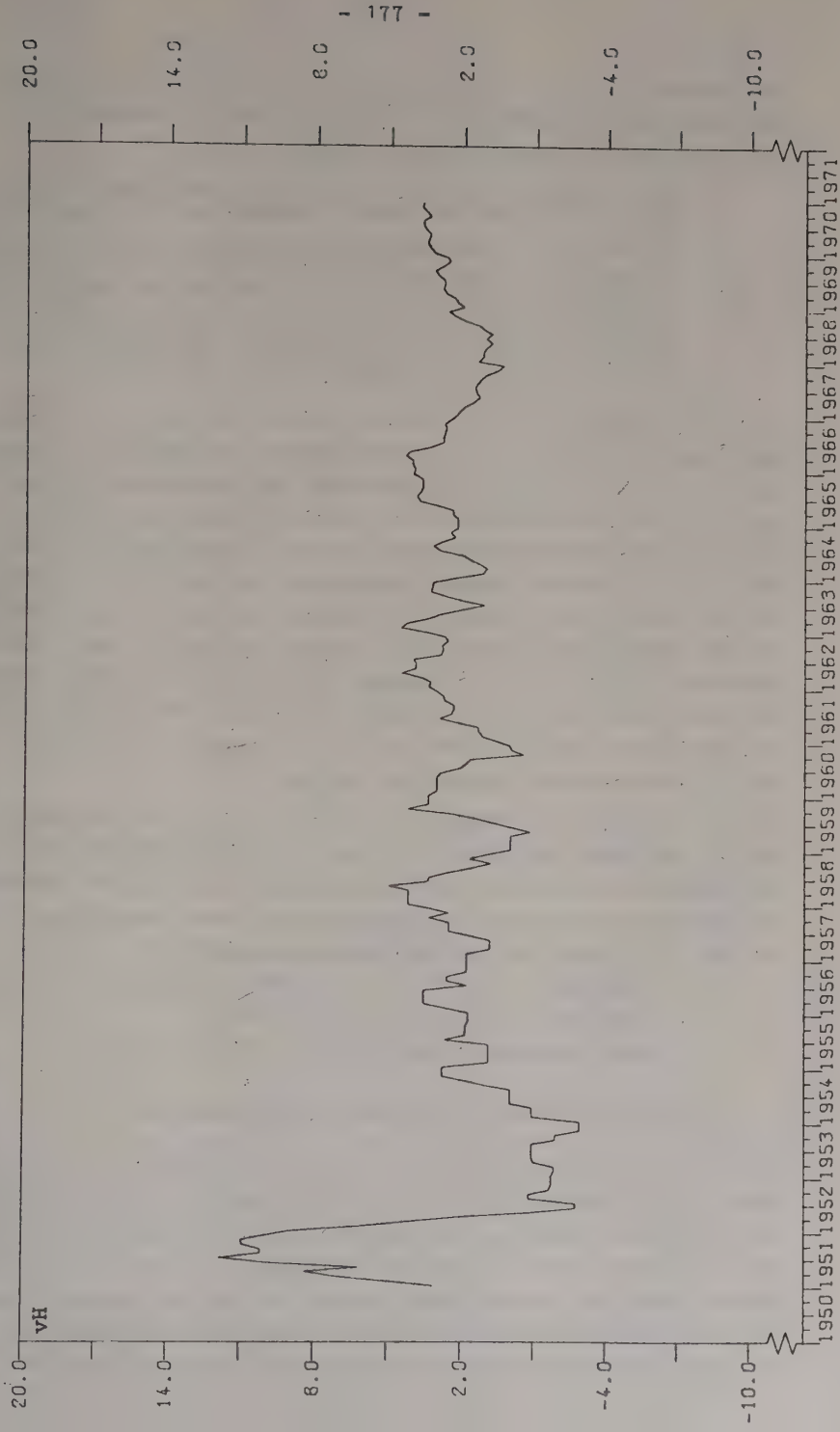


Abbildung 22: Teil 5

Wachstumsraten der Reihe 37:

PREISINDEX FUER DIE LEBENSHALTUNG, 1954=100, M. 150-1270



Als vorläufige Antwort auf die beiden Fragen muß aufgrund des vorliegenden Datenmaterials (unter den damit verbundenen Unsicherheiten und Abhängigkeiten) gesagt werden:

1. Ein Vergleich spektralanalytischer Schätzwerte ist für unterschiedliche Analyseintervalle nicht zweckmäßig.
2. Teilstücke bereinigter Reihen können zu einer Kreuzspektralanalyse herangezogen werden, wenn der ausgelassene Zeitraum keine starken Abweichungen vom Verlauf im verkürzten Analyseintervall aufweist. Falls eine $M = \max(p_i, p_j)$ -Schätzung durchgeführt werden soll, müssen die reihen-spezifischen Konjunkturzyklenlängen des neuen Analyseintervalls eingesetzt werden.

Die Untersuchung beschränkte sich bisher auf die Schätzwerte, die Beziehungen zu einer Bezugsreihe angaben. Um eventuell vorhandene Einflüsse individueller Eigenschaften der Bezugsreihe auszuschalten, müssen die Kohärenzen und Phasen für alle möglichen Reihenkombinationen geschätzt werden. Da interpretationsfähige Schätzwerte nur für vergleichbare Komponenten zu ermitteln sind, wird die folgende Untersuchung auf die als konjunkturreegibel eingestuften Monatsreihen beschränkt. Wegen der bereits beschriebenen unterschiedlichen Filterwirkungen der Trendbereinigungsverfahren im Niederfrequenzbereich erfolgen die Kreuzspektralschätzungen für die "Relativen Abweichungen...", da deren Konjunkturkomponenten am wenigsten verzerrt erscheinen.

Die Abhängigkeit der Schätzwerte von der Länge des Analyseintervalls, der Länge der Regressionsschätzung und dem Verschiebungsparameter M soll an den in Matritzenform angeordneten Schätzwerten untersucht werden. Die Berechnung der entsprechenden Tabellen K7 und K8 erfolgt mit den Parameterkombinationen:

1. Maximales Analyseintervall, $M = \max(p_i, p_j)$,
2. Analyseintervall 1954-1970, $M = 60$,
3. neue Regressionsfunktion für 1954-1970, $M = 60$.

6.4.1. PHASENSCHÄTZUNG UND VERSCHIEBUNGSPARAMETER M

Die starke Abhängigkeit des Betrags der Phasenverschiebung in Monaten von der Größe des Verschiebungsparameters M , der die Länge der Kovarianzfunktionen bestimmt, aus denen die Spektralschätzungen ermittelt werden, ist die auffälligste Eigenschaft. Aus den Simulationen mit künstlichen Reihen ist bereits bekannt, daß sich die Phasenverschiebungen in Grad (oder in Anteilen eines Zyklus) nur wenig mit verschiedenen M ändern, so daß nach einer Umrechnung

Tabelle K7.1: Matrix der Phasenverschiebungen der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen ..." der als konjunkturtauglich eingestuft Monatsreihen mit $M = \max(P_i, P_j)$

R-Nr	Anf-Nr	J	12	21	4	19	22	16	20	31	6	13	11	18	46	29	48	37	50	30
			48	52	58	62	59	60	63	49	54	73	80	54	57	58	71	69	80	77
12	54	48	0																	
21	54	52	3.0	0																
4	54	58	-1.3	-3.9	0															
19	48	62	0.2	-3.0	3.0	0														
22	54	59	4.0	1.4	6.8	3.9	0													
16	54	60	-10.2	-13.3	-6.5	-11.3	-14.7	0												
20	54	63	1.7	-0.6	4.0	1.2	-2.5	11.8	0											
31	50	49	10.9	8.8	13.0	14.1	8.7	22.5	12.2	0										
6	54	54	-0.1	-3.2	-1.7	-4.6	-8.9	3.9	-7.7	-10.6	0									
13	54	73	-4.2	-4.7	-0.7	-4.9	-8.9	6.3	-5.5	-20.4	6.2	0								
11	54	80	-5.5	-4.1	-0.3	-4.9	-8.4	7.1	-5.1	-24.9	9.3	1.0	0							
18	50	54	25.4	23.0	27.7	28.3	23.1	-22.8	27.2	12.4	-24.4	-36.4	-39.4	0						
46	50	57	-2.0	-4.2	-1.2	-2.0	-6.3	7.7	-4.9	-10.1	5.7	-0.6	-0.9	27.7	0					
29	50	58	15.6	12.9	16.9	17.3	12.5	26.6	15.6	2.0	18.6	24.1	26.9	-11.8	12.7	0				
48	50	71	-9.7	-13.2	-1.0	-8.8	-11.8	6.2	-7.8	-30.9	2.8	-0.1	-1.2	31.7	-3.0	-33.9	0			
37	50	69	21.6	18.7	25.4	21.1	20.3	-31.3	21.8	1.1	27.3	28.9	30.6	-13.1	15.4	-1.3	-34.1	0		
30	50	80	-11.7	-15.4	-2.4	-11.0	-11.4	7.5	-7.7	-37.1	10.0	0.6	-0.5	32.9	-0.3	-39.1	1.5	39.2	0	
30	50	77	19.6	18.4	23.1	21.8	18.1	33.3	20.1	0.9	29.4	25.1	25.5	-16.7	20.2	-1.7	34.2	-0.4	36.1	0

Quelle: eigene Berechnung.

+ Zeichen: = laed (Reihe in der Kopfzeile besitzt einen Phasenvorsprung gegenüber der Reihe in der Vorspalte)

- Zeichen: = lag (Reihe in der Kopfzeile besitzt einen Phasenrückstand gegenüber der Reihe in der Vorspalte)

Tabelle K7.2: Matrix der Kohärenzschätzung der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen ..."
der als Konjunktur reagiert eingestuft Monatsreihen mit $M=\max(p_i, p_j)$

R-Nr	R-Nr Anf-Zy- J L	12	21	4	19	22	16	20	31	6	13	11	18	46	29	48	37	50	30
12	54	1																	
21	54	.915	1																
4	54	.714	.656	1															
19	48	.762	.707	.757	1														
22	54	.720	.729	.788	.924	1													
16	54	.590	.500	.843	.794	.853	1												
20	54	.750	.687	.877	.894	.937	.799	1											
31	50	.457	.527	.526	.599	.505	.349	.606	1										
6	54	.389	.453	.522	.190	.343	.358	.365	.044	1									
13	54	.489	.383	.914	.597	.757	.815	.878	.281	.600	1								
11	54	.460	.310	.900	.513	.735	.786	.892	.163	.628	.994	1							
18	50	.631	.647	.575	.525	.562	.381	.707	.165	.102	.511	.503	1						
46	50	.576	.622	.508	.285	.608	.374	.727	.138	.199	.532	.567	.773	1					
29	50	.806	.774	.680	.726	.764	.533	.843	.896	.190	.516	.532	.343	.177	1				
48	50	.374	.276	.550	.472	.737	.879	.573	.058	.215	.605	.547	.107	.084	.185	1			
37	50	.702	.699	.396	.585	.754	.460	.666	.673	.150	.363	.363	.180	.022	.846	.336	1		
50	50	.638	.371	.583	.599	.808	.849	.757	.322	.124	.625	.646	.275	.189	.415	.795	.599	1	
30	50	.761	.612	.761	.709	.751	.534	.885	.679	-	.728	.765	.418	.147	.911	.276	.841	.467	1

Quelle: eigene Berechnung.

Tabelle K73: Kreuzspektralschätzungen für die Konjunkturkomponenten der als konjunkturreeagibel eingestuften Monatsreihen der "Relativen Abweichungen ..." und der Reihe 19 mit M=60 und dem größten möglichen Analyseintervall jeder Reihenkombination

Reihen-Nr.	Anf.-Jahr	Zykluslänge	Phase in Monaten	Kohärenz
12	54	48	- 0.3	.744
21	54	52	2.8	.708
4	54	58	- 2.9	.760
11	54	80	- 2.9	.718
22	54	59	3.8	.927
16	54	60	-11.0	.797
20	54	63	1.2	.903
13	54	73	- 3.6	.696
6	54	54	- 4.4	.194
31	50	49	13.6	.590
18	50	54	27.2	.525
46	50	57	- 1.9	.285
29	50	58	16.2	.722
48	50	71	- 6.9	.485
37	50	69	18.0	.556
50	50	80	- 8.1	.616
30	50	77	16.1	.718
19	50	62	0.0	1.000

Quelle: eigene Berechnung.

Tabelle K8.1: Matrix der Phasenverschiebung der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen ..." der als Konjunkturreakibel eingestuften Monatsreihen mit M=60 unter Verkürzung der seit 1950 vorliegenden Reihen auf den Zeitraum 1954 bis 1970

R-Nr	R-Nr	12	21	4	19	22	16	20	31	6	13	11	18	46	29	48	37	50	30
Nr	Zy-L	48	52	58	62	59	60	63	49	54	73	80	54	57	58	71	69	80	77
12	48	0																	
21	52	3.3	0																
4	58	-1.5	-4.1	0															
19	62	0.3	-2.8	2.9	0														
22	59	4.1	1.3	6.9	3.8	0													
16	60	-10.2	-13.3	-6.5	-11.0	-14.7	0												
20	63	1.8	-0.5	3.9	1.2	-2.4	11.4	0											
31	49	13.0	9.9	13.5	12.2	8.9	22.5	11.4	0										
6	54	-1.1	-4.0	-1.9	-4.4	-9.2	3.9	-7.1	-12.3	0									
13	73	-2.1	-3.9	-0.1	-3.6	-7.3	6.1	-4.5	-15.2	4.3	0								
11	80	-1.6	-3.3	0.3	-2.9	-6.5	6.7	-3.7	-14.8	4.8	0.7	0							
18	54	28.4	25.9	28.7	27.1	23.6	-22.8	25.6	14.2	-26.5	29.5	28.7	0						
46	57	-2.1	-4.3	-1.3	-3.6	-6.4	7.7	-4.9	-17.5	5.8	-0.6	-1.6	28.4	0					
29	58	16.0	13.3	17.5	16.0	12.8	26.6	14.7	2.3	19.5	18.8	18.2	-12.2	19.0	0				
48	71	-6.6	-10.1	-1.0	-5.9	-10.2	5.3	-6.8	-18.1	0.7	-0.8	-1.6	27.2	-4.5	-23.5	0			
37	69	18.9	16.2	22.2	20.8	17.1	-27.5	18.6	5.1	23.4	23.5	22.4	-10.1	21.2	2.6	29.1	0		
50	80	-7.7	-10.9	-3.3	-6.3	-9.9	4.5	-7.0	-19.3	-3.0	-1.4	-2.1	26.9	-2.5	-23.1	-0.1	-27.3	0	
30	77	16.1	13.8	17.6	16.4	12.9	25.3	15.1	3.4	18.6	18.5	18.2	-11.4	19.5	0.2	21.5	-2.5	22.6	0

Quelle: eigene Berechnung.

Tabelle K8.2: Matrix der Kohärenzschätzungen der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen ..." der als konjunkturreegibel eingestuften Monatsreihen mit M=60 unter Verkürzung der seit 1950 vorliegenden Reihen auf den Zeitraum von 1954 bis 1970

R-Nr	R-Nr	12	21	4	19	22	16	20	31	6	13	11	18	46	29	48	37	50	30
Nr	Zy-L	48	52	58	62	59	60	63	49	54	73	80	54	57	58	71	69	80	77
12	48	1																	
21	52	.936	1																
4	58	.716	.648	1															
19	62	.744	.708	.760	1														
22	59	.730	.729	.790	.927	1													
16	60	.590	.500	.843	.797	.853	1												
20	63	.729	.694	.869	.903	.939	.796	1											
31	49	.639	.563	.527	.685	.499	.349	.625	1										
6	54	.357	.452	.518	.196	.351	.359	.351	.042	1									
13	73	.508	.477	.901	.698	.798	.830	.886	.388	.515	1								
11	80	.534	.488	.888	.719	.803	.798	.919	.442	.451	.985	1							
18	54	.677	.658	.591	.641	.563	.381	.703	.833	.136	.539	.581	1						
46	57	.613	.636	.521	.624	.609	.374	.720	.729	.216	.552	.591	.937	1					
29	58	.830	.776	.677	.815	.761	.533	.852	.826	.188	.591	.654	.825	.805	1				
48	71	.393	.350	.592	.635	.739	.890	.592	.147	.239	.634	.592	.175	.185	.354	1			
37	69	.650	.687	.410	.725	.762	.475	.687	.450	.132	.426	.461	.169	.609	.767	.534	1		
50	80	.605	.471	.605	.813	.775	.764	.753	.484	.078	.598	.647	.392	.352	.687	.742	.677	1	
30	77	.752	.669	.815	.729	.738	.596	.871	.574	.353	.735	.802	.623	.570	.849	.432	.656	.738	1

Quelle: eigene Berechnung.

Tabelle K8.3: Matrix der Phasenverschiebungen der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen ..." der als konjunkturreegibel eingestuft auf Beginn 1954 verkürzten Monatsreihe mit neu berechneter Regressionsfunktion und M=60

R-Nr	Anf-J	R-Nr Zy-L	12 48	21 52	4 58	19 59	22 59	16 60	20 63	31 60	6 54	13 73	11 80	18 lang	46 59	29 67	48 lang	37 lang	50 lang	30 1a
12	54	48	0																	
21	54	52	3.3	0																
4	54	58	-1.5	-4.1	0															
19	48	59	1.6	-1.1	3.4	0														
22	54	59	4.1	1.3	6.9	3.0	0													
16	54	60	-10.2	-13.3	-6.5	-11.1	-14.7	0												
20	54	63	1.8	-0.5	3.9	0.6	-2.4	11.4	0											
31	50	60	13.0	10.0	13.6	11.8	9.1	22.6	11.5	0										
6	54	54	-1.1	-4.0	-1.9	-5.9	-9.2	3.9	-7.1	-12.5	0									
13	54	73	-2.1	-3.9	-0.1	-3.8	-7.3	6.1	-4.5	-15.2	4.3	0								
11	54	80	-1.6	-3.3	0.3	-3.1	-6.5	6.7	-3.7	-14.9	4.8	0.7	0							
18	50	lang	10.7	8.4	11.7	11.3	10.9	20.8	11.9	-3.7	23.3	15.1	15.3	0						
46	50	59	-2.2	-4.4	-1.3	-3.8	-6.4	7.8	-4.8	-17.6	5.7	-0.6	-1.5	-14.7	0					
29	50	67	15.9	13.2	17.4	14.9	12.3	26.2	14.5	1.5	22.1	18.9	18.3	3.3	18.9	0				
48	50	lang	-5.4	-7.7	-0.5	-6.1	-10.0	4.9	-6.7	-19.7	3.6	-0.7	-1.6	-27.1	-4.4	-23.7	0			
37	50	lang	19.3	17.1	23.1	19.2	16.9	-28.2	18.6	2.9	-29.2	21.4	23.2	4.1	21.3	2.3	29.2	0		
50	50	lang	-6.5	-8.6	-2.7	-6.4	-9.5	4.1	6.7	-20.3	2.7	-1.3	-2.1	-20.9	-2.4	-22.6	0.7	-26.0	0	
30	50	lang	15.7	13.6	17.6	14.8	11.9	24.5	14.6	1.8	22.0	18.8	18.4	2.4	19.4	-0.4	20.8	-3.6	21.5	0

Quelle: eigene Berechnung.

Tabelle K8.4: Matrix der Kohärenzen der Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen ..." der als konjunkturreegibel eingestuft auf Beginn 1954 verkürzten Monatsreihen mit neu berechneter Regressionsfunktion M=60

R-Nr	Anf. J	R-Nr Zy-L	12 48	21 52	4 58	19 59	22 59	16 60	20 63	31 60	6 54	13 73	11 80	18 59	46 59	29 67	48 lang	37 lang	50 lang	30 la
12	54	48	1																	
21	54	52	.936	1																
4	54	58	.716	.648	1															
19	48	59	.832	.812	.897	1														
22	54	59	.730	.729	.790	.944	1													
16	54	60	.590	.500	.843	.810	.853	1												
20	54	63	.729	.694	.869	.972	.939	.796	1											
31	50	60	.644	.569	.532	.625	.505	.350	.633	1										
6	54	54	.357	.452	.518	.431	.351	.359	.351	.045	1									
13	54	73	.508	.477	.901	.849	.798	.830	.886	.394	.515	1								
11	54	80	.534	.488	.888	.861	.803	.798	.919	.449	.451	.985	1							
18	50	lang	.258	.160	.181	.187	.080	.071	.172	.452	.026	.133	.152	1						
46	50	59	.619	.642	.521	.732	.618	.380	.725	.744	.205	.549	.589	.423	1					
29	50	67	.757	.658	.662	.822	.718	.562	.832	.866	.149	.606	.671	.433	.835	1				
48	50	lang	.258	.212	.594	.517	.616	.822	.536	.063	.459	.730	.670	.013	.184	.276	1			
37	50	lang	.569	.506	.458	.704	.716	.564	.718	.509	.250	.579	.610	.363	.773	.782	.531	1		
50	50	lang	.540	.383	.709	.742	.753	.810	.815	.414	.242	.801	.851	.189	.457	.709	.703	.742	1	
30	50	lang	.634	.472	.809	.787	.663	.689	.838	.606	.262	.785	.8856	.339	.592	.836	.448	.634	.899	1

Quelle: eigene Berechnung.

dieser Phasenschätzungen mit Hilfe der zentralen Frequenz des Konjunkturbandes, die durch M bestimmt ist, eine hohe positive Korrelation zwischen dem Verschiebungsparameter M und den Phasen besteht. Ein Vergleich der Tabellen K7.1 und K8.1 zeigt diesen Zusammenhang deutlich, denn in fast allen Fällen nimmt der Betrag der Phasenschätzung mit wachsendem M zu. Am klarsten zeigen diesen Effekt die Reihen, die erst ab 1954 vorliegen, während sich in den Schätzwerten für die seit 1950 erhobenen Reihen die Wirkungen der Veränderung von M und der Verkürzung des Analyseintervalls überlagern. Um eine Vergleichsmöglichkeit für die seit 1950 vorliegenden Reihen zu gewinnen, wurden Kreuzspektralschätzwerte mit $M=60$ für die Bezugsreihe 19 berechnet, die in Tabelle K3 zusammengestellt sind. Ein Vergleich mit den seit 1950 vorliegenden Reihen in Tabelle K7.1 bestätigt auch für diese längeren Reihen den festgestellten Zusammenhang. Von dieser Tendenz bildet die Reihenkombination 19/12 eine Ausnahme, denn die geschätzte Phase ist für das kleinere $M=60$ mit -0.3 dem Betrag nach größer als für $M=62$ mit -0.2 . Diese Abweichung ist auf die sehr kleine spezifische Konjunkturzyklenlänge $p=48$ der Reihe 12 zurückzuführen, die für $M=62$ einer Frequenz entspricht, die in das Frequenzband um ω_3 fällt.

6.4.2. LÄNGE DES ANALYSEINTERVALLS

Die Verkürzung des Analyseintervalls von 21 Jahren auf 17 Jahre liefert für die "Relativen Abweichungen..." teilweise starke Abweichungen in den Phasenschätzungen (vgl. Tabelle K7.3 und Tabelle K8.1). Eine einheitliche Richtung für alle Veränderungen läßt sich nicht feststellen, so daß eine Interpretation der Phasenschätzungen und ihrer Veränderungen auf die individuellen Eigenschaften der beiden in Beziehung gesetzten Reihen zurückgreifen muß. Als Beispiele sollen die folgenden vier Reihenkombinationen dienen:

Reihennummer		Phase für das Analyseintervall	
i	j	1950/70	1954/70
19	31	13.6	12.2
19	37	18.0	20.8
19	46	- 1.9	- 3.6
19	50	- 8.1	- 6.3

Abbildung 23a: "Relative Abweichungen..." der Reihe 19:
Index der industriellen Nettoproduktion Industrie gesamt ohne Bau und Energie

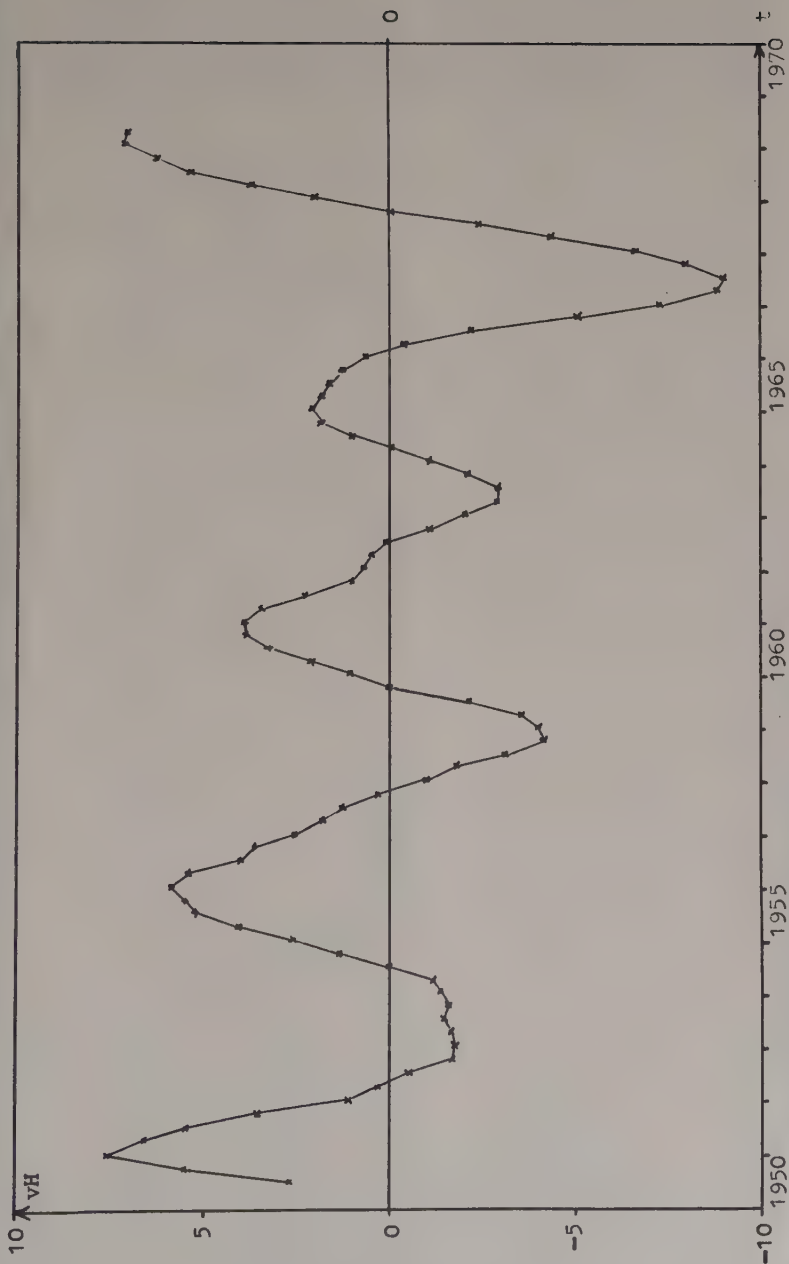


Abbildung 23b: "Relative Abweichungen..." der Reihe 37:
Preisindex für die Lebenshaltung, 1950-1970

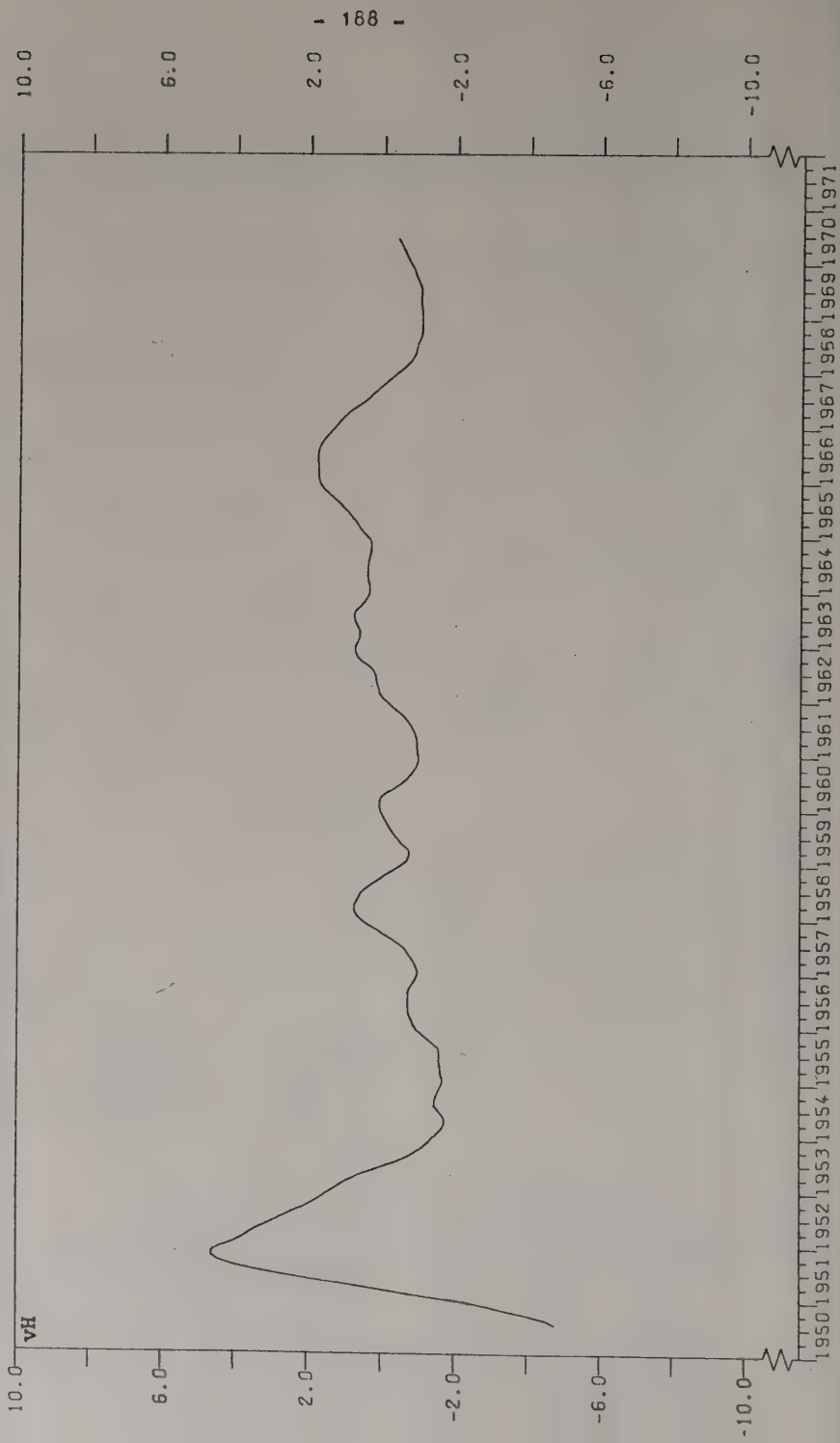
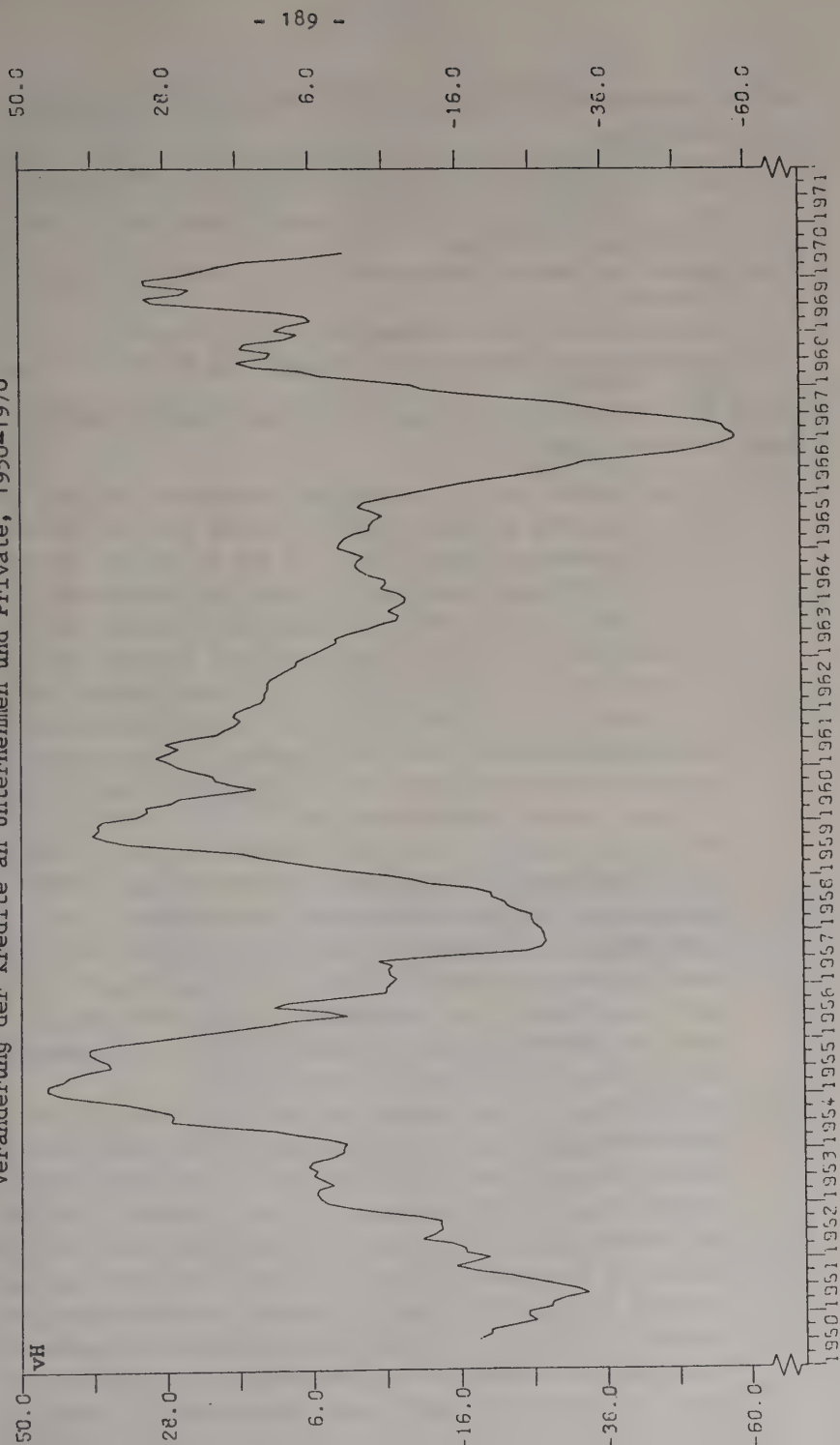


Abbildung 23c: "Relative Abweichungen..." der Reihe 50:
Veränderung der Kredite an Unternehmen und Private, 1950-1970



Aus den graphischen Darstellungen der "Relativen Abweichungen..." der fünf Reihen:

- 19 Index der industriellen Nettoproduktion der gesamten Industrie ohne Bau u. Energie, 1962=100, mtl., 1948-1970,
- 31 Index der Erzeugerpreise für Investitionsgüter, 1954=100, viertelj., 1950-1970,
- 37 Preisindex für die Lebenshaltung, 1954=100, viertelj., 1950-1970,
- 46 Veränderungen zum Bargeldumlauf, mtl., 1950-1970,
- 50 Veränderungen der Kredite an Unternehmen u. Privatpersonen, mtl., 1950-1970

lassen sich Eigenschaften ablesen, die eine Erklärung der Richtung der Abweichungen zulassen.

- 19/31: In den Jahren 1950/53 besitzt die Konjunkturbewegung der Reihe 19 einen größeren Phasenvorsprung vor der Konjunkturkomponente der Reihe 31 als in der Folgezeit. Durch die Ausschaltung dieser Zeit erlangt der Mittelteil 1954/64, der durch relativ schwache Konjunkturbewegungen der Reihe 31 charakterisiert ist, einen stärkeren Einfluß auf die Schätzwerte, so daß ein geringer Lead ausgewiesen wird.
- 19/37: Die Reihe 37 ist durch eine starke Konjunkturschwankung in den Jahren 1950/53 und nur schwache, unregelmäßige Bewegungen in den folgenden Jahren gekennzeichnet. Die Reihe 19 führt in den Anfangsjahren mit 1 bis 1.5 Jahren. Im Mittelteil 1954/64 könnte man ungefähr von einer Gegenläufigkeit sprechen, die jedoch im Endbereich 1965/70 zu einem etwa 1.5 Jahre betragenden Lead der Reihe 19 zusammenschumpft, der wegen der wesentlich höheren Amplitude die Schätzwerte stark beeinflußt. Insgesamt ergibt sich also nach Wegfall der Anfangszeit mit relativ geringem Lead ein größerer Phasenvorsprung der Reihe 19 gegenüber der Konjunkturkomponente der Reihe 37.
- 19/46: Diese beiden Reihen zeigen ein sehr unterschiedliches Konjunkturverhalten, denn zwischen 1950/58 führt die Konjunkturbewegung der Reihe 19, während zwischen 1958/63 ein Parallelverlauf und nach 1963 ein Vorsprung der Reihe 46 festzustellen ist. Wegen der hohen Amplitude der Schwankungen in den Jahren von 1964 bis 1970 und der Randlage der 1950/52 Bewegung der Reihe 46 schlägt das Nachlaufen der Reihe 19 ab 1964 in den Schätzwerten für das längere Analyseintervall bereits durch und steigt nach der Elimination der Werte für 1950/53 auf ungefähr den doppelten Be-

Tabelle K9: Differenzen zwischen den Schätzwerten für die Phasenverschiebungen in den Tabellen K8.1 und K8.3

R-Nr.	18	19	29	30	31	37	46	48	50
12	-17.7	1.3	-0.1	-0.4	0	-0.4	-0.1	1.2	1.2
21	-17.5	1.7	-0.1	-0.2	0.1	0.9	-0.1	2.4	2.3
4	-17.0	0.5	-0.1	0	0.1	0.9	0	0.5	0.6
22	-12.7	0.8	-0.5	-1.0	0.2	-0.2	0	0.2	0.4
16	-16.4	0.1	-0.4	-0.8	0.1	-0.7	0.1	-0.4	-0.4
20	-13.7	0.6	-0.2	-0.5	0.1	0	0.1	0.1	0.3
6	-10.2	1.5	2.6	3.4	0.2	7.4	-0.1	2.9	5.7
13	-14.4	0.2	0.1	0.3	0	0.9	0	0.1	0.1
11	-13.4	0.2	0.1	0.2	0.1	0.8	0.1	0	0
18	0	15.8	15.5	13.8	17.9	14.2	16.9	5.7	12.2
19	-15.8	0	-1.1	-1.6	-0.4	-1.6	-0.2	-0.2	-0.1
29	-15.5	1.1	0	-0.6	0.8	-0.3	0.1	-0.2	0.5
30	-13.8	1.6	0.6	0	1.6	1.1	0.1	0.7	1.1
31	-17.9	0.4	-0.8	-1.6	0	-2.2	-0.1	-1.6	-1.0
37	-14.2	1.6	0.3	-1.1	2.2	0	-0.1	-0.1	1.3
46	-16.9	0.2	-0.1	-0.1	0.1	0.1	0	0.1	0.1
48	- 5.7	0.2	0.2	-0.7	1.6	0.1	-0.1	0	0.8
50	-12.2	0.1	-0.5	-1.1	1.0	-1.3	-0.1	-0.8	0

Quelle: eigene Berechnung.

Tabelle K10: Phasenverschiebung und Kohärenz der Konjunkturkomponenten der beiden Reihen der "Relativen Abweichungen ...", die für die als konjunkturreegibel eingestuften Monatsreihen für die beiden Regressionsfunktionen für die Intervalle 1950/70 und 1954/70 berechnet wurden, mit M=60

R-Nr.	R-Nr.	Phase	Kohärenz
18	68	-18.51	.5005
19	69	0.78	.9017
29	79	-0.32	.9520
30	80	0.11	.8363
31	81	0.10	.9994
37	87	0.08	.72 19
46	96	0.02	.9991
48	98	-0.33	.8529
50	100	-0.572	.8272

trag an.

19/50: Die Reihe 19 läuft im gesamten Beobachtungsintervall hinter der Reihe 50 her. Der Betrag des Lags scheint stetig abzunehmen. Nach Ausschaltung der Jahre mit dem größten Lag mußte der Schätzwert kleiner werden.

Diese vier Beispiele verdeutlichen, daß die Verkürzung des Analyseintervalls wegen des unterschiedlichen Konjunkturverhaltens der Reihen relativ starke Veränderungen der Phasenschätzung liefert, deren Richtung aber im Einzelfall aus dem individuellen Konjunkturverlauf jeder der Reihen zu erklären ist. Da sich die festgestellten Veränderungen gegenüber der Reihe 19 für eine $M=60$ -Schätzung zwischen -2 und $+3$ Monaten bewegen, dürfen die Schätzwerte für verschiedene Analyseintervalle nur mit größter Vorsicht miteinander verglichen werden.

6.4.3. LÄNGE DER REGRESSIONSSCHÄTZUNG

Betrachtet man in Tabelle K8.1 und K8.3 die Schätzwerte für eine Bezugsreihe, so zeigen sich Veränderungen der Phasenschätzungen, die eine bestimmte Richtung besitzen. Dies deutet darauf hin, daß die Bezugsreihe durch die Anwendung der neuen Regressionsfunktion in der Berechnung der "Relativen Abweichungen..." eine Phasenverschiebung erlitten hat. Einen deutlichen Lag weist die Reihe 19 für die neuen Werte auf (vgl. Tab. K10). Es ist nun zu untersuchen, wie dieser Effekt entstanden ist. Die graphische Darstellung der (Abb. 24) beiden Regressionsfunktionen der Reihe 19 zeigt, daß die kürzere Regressionskurve stärker gekrümmt ist. Diese Krümmung bewirkt, daß der erste und letzte Schnittpunkt zwischen der Originalreihe und der Regressionsfunktion nach rechts verschoben sind, also auf spätere Zeitpunkte fallen. Durch die höheren Werte der neuen Regressionsfunktion in dem Anfangs- und Endbereich werden die "Relativen Abweichungen..." in diesen Abschnitten kleiner, während die Division durch die niedrigen Werte der Regressionsfunktion im Mittelteil eine Erhöhung der Gewichtung dieser Abweichungen bewirkt. Diese Umverteilung der Gewichte hat sich in einer Verkürzung der spezifischen Konjunkturzyklenlänge von 61 Monaten für die längere Regressionsfunktion auf 59 Monate für die kürzere bemerkbar gemacht, da die Konjunkturzyklen im Mittelteil kürzer sind. Neben diesen Verschiebungen ist die neue Reihe im

Anfangs- und Endteil nach rechts verschoben worden, doch ist dies lediglich die Folge der unvollständigen Zyklen an den Reihenenden, denn es handelt sich in beiden Fällen um Aufschwünge. Die Division durch die höheren Werte der Regressionsfunktion reduziert die positiven absoluten Abweichungen, die Kurve der "Relativen Abweichungen..." verläuft also unterhalb der entsprechenden Kurve für die längere Regressionsfunktion. Zusammen mit der Verschiebung der Nullstellen der "Relativen Abweichungen..." wirkt sich diese "Verschiebung" als Lag der neuen Reihe gegenüber der alten Reihe aus, da sich die Wirkungen im Mittelteil ausgleichen.

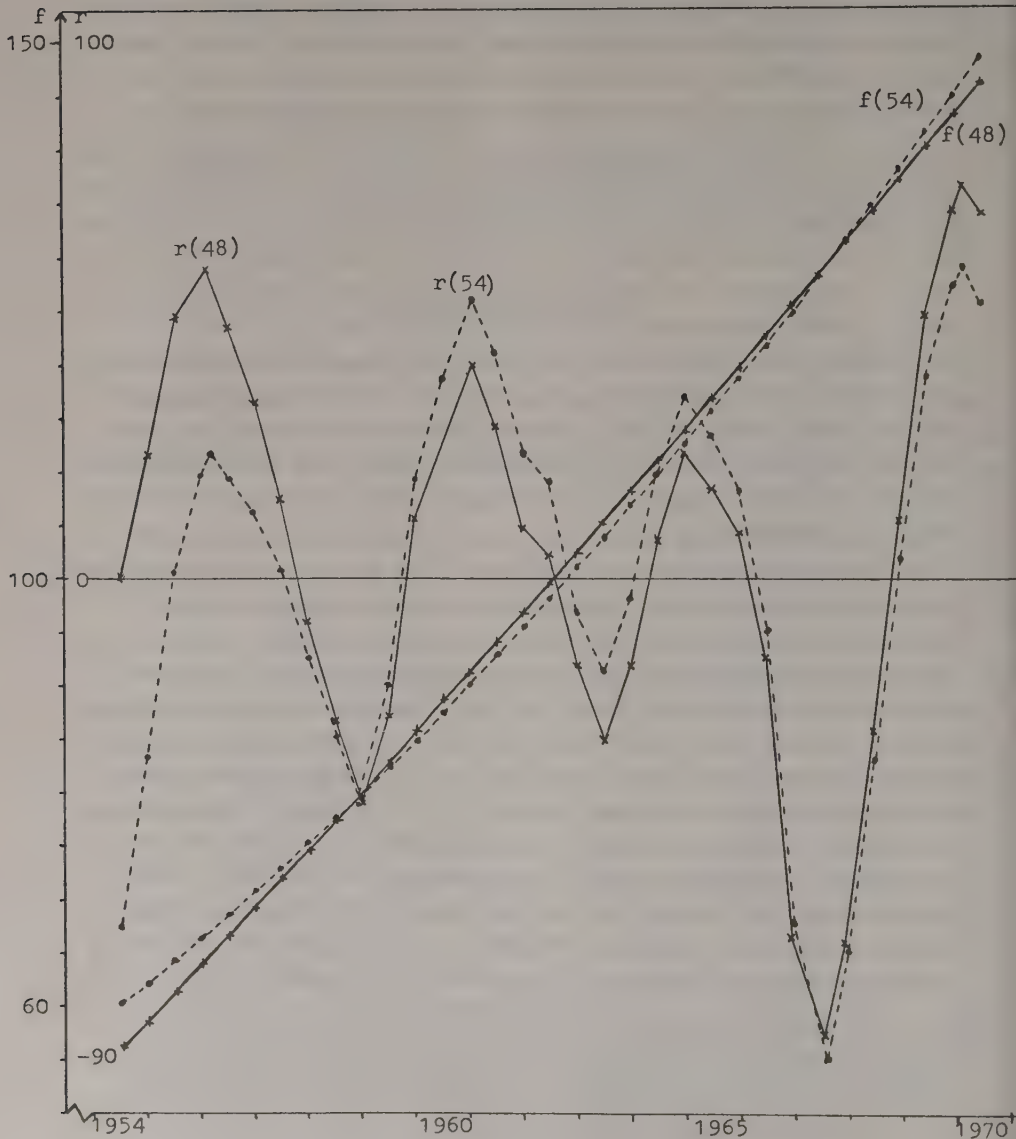
Die in Tabelle K10 zusammengestellten Differenzen der Phasenschätzungen zeigen, daß eine Phasenverschiebung der Bezugsreihen eingetreten sein muß. Die Schätzwerte mit den erst ab 1954 vorliegenden Reihen zeigen nur die Verschiebung der Bezugsreihe, während sich in den Werten für die seit 1950 vorhandenen Reihen zwei solcher Effekte überlagern. Die großen Differenzen der Reihe 18 resultieren aus der bereits beschriebenen ungeeigneten Berechnung der "Relativen Abweichungen...", denn für den kürzeren Zeitraum treten keine negativen Werte der Regressionsschätzung mehr auf, so daß die durch Vorzeichenumkehrung entstandenen Phasenverschiebungen entfallen und nun völlig andere, aber bessere Schätzwerte ermittelt werden.

Diese aus dem Vergleich der Tabellen K8.1 und K8.3 gewonnenen Erkenntnisse werden durch eine Kreuzspektralanalyse zwischen den mit der längeren und der kürzeren Regressionsfunktion berechneten "Relativen Abweichungen..." bestätigt. Die Tabelle K10, in der die Schätzwerte für die seit 1950 vorliegenden Reihen zusammengestellt wurden, zeigt z.B. einen Lag der mit der kürzeren Regressionsfunktion berechneten Reihe (19) von 0.78 Monaten mit einer Kohärenz von 0.902, der sehr gut mit der mittleren Phasenverschiebung gegenüber den seit 1954 vorliegenden Reihen von 0.77 übereinstimmt. Allerdings sind die Schwankungen von 0.1 bis 1.7 um diesen Mittelwert groß, was mit der nicht sehr hohen Kohärenz 0.902 in Einklang steht. Die Reihen 31 und 46 mit Kohärenzen von 0.999 zeigen nur Abweichungen zwischen 0 und 0.2 bzw. -0.1.

Die Auswirkungen, die von der Wahl der Länge der Regressions-schätzung ausgehen, sind von den individuellen Eigenschaften der einzelnen Zeitreihen abhängig. Ihre Stärke zeigt aber, daß sie in einer Spektralanalyse empirischer kurzer Reihen erhebliche

Abbildung 24 : Index der industriellen Nettoproduktion, gesamte Industrie ohne Bau und Energie

1. Regressionsfunktionen 2. Grades für die Schätzintervalle 1948-1970 und 1954-1970: $f(48)$ und $f(54)$
2. Relative Abweichungen von diesen Regressionsfunktionen im Zeitraum 1954-1970: $r(48)$ und $r(54)$



Quelle: eigene Berechnung

Verzerrungen erzeugen können, die die Interpretation der Schätzwerte erschweren oder sogar unmöglich machen können (Reihe 18).

6.5. VERÄNDERUNGEN DER KOHÄRENZ

In diesem Abschnitt soll die Abhängigkeit der Kohärenzschätzungen von den Schätzparametern:

1. Verschiebungsparameter M ,
2. Länge des Analyseintervalls und
3. Länge der Regressionsschätzung

untersucht werden, um Zusammenhänge aufzudecken, die in der Interpretation der Schätzwerte zu berücksichtigen sind.

6.5.1. KOHÄRENZSCHÄTZUNG UND VERSCHIEBUNGSPARAMETER M

Die formale Abhängigkeit der Kohärenz von den drei Spektralschätzungen für das Konjunkturband, dessen zentrale Frequenz ω_2 der eingesetzte Verschiebungsparameter M bestimmt, wurde bereits in Abschnitt 6.2.1. dargestellt. Da alle anderen Schätzparameter konstant bleiben, sind die Abweichungen, die sich für die seit 1954 vorliegenden Reihen aus den Tabellen K7.2 und K8.2, für die seit 1950 erfaßten Reihen aus den Tabellen K8.2 und K5 und speziell für die Bezugsreihe 19 aus den Tabellen K7.2 und K7.3 ablesen lassen, allein auf die Veränderung des Verschiebungsparameters M zurückzuführen.

Die Analyse der jeweiligen Schätzwerte hat zwei Gesichtspunkte zu berücksichtigen:

1. Differenz zwischen den geschätzten Zyklenlängen der beiden verglichenen Konjunkturkomponenten: $p_i - p_j$ und
2. Differenz zwischen den beiden Schätzparametern: $M_{\max} - 60$

Die folgenden Differenztabellen sollen einen Überblick über die bestehenden Zusammenhänge geben. Für die Reihen mit $p_i \leq 62$ ist $M_{\max} = 62$, so daß wegen der geringen Differenz ($M_{\max} - 60$) die Kohärenzen praktisch gleich sind. Die Reihen mit $p_i > 62$ zeigen dann auch stärkere Abweichungen. Die größten Differenzen zwischen den Kohärenzschätzungen weisen die seit 1954 vorliegenden Reihen 11 und 13 auf. Für sie wurden die Konjunkturzyklenlängen $p_{11} = 80$ und $p_{13} = 73$ Monate geschätzt, so daß in der $M = 60$ -Schätzung das Maximum in den zugehörigen Spektren zum Frequenzband um ω_1 verschoben

ist. Setzt man die für $M=60$ geschätzten Spektraldichten $\hat{f}(\omega_2)$ in die Formel für die Kohärenz ein, dann ist der Nenner relativ niedrig, so daß eine hohe Kohärenz entsteht. Ein ähnlicher Effekt ist für die Spektraldichte der Reihe 19 in der $M_{\max}$ -Schätzung zu beobachten, denn hier tritt eine Verschiebung des Maximums in Richtung des Frequenzbandes um ω_3 auf. In der Kohärenz schlägt sich diese Verschiebung nicht so deutlich nieder, weil die Kreuzspektraldichte ihr Maximum (symmetrisches Spektrum) für ein Frequenzband erreicht, dessen zentraler Frequenz eine Periode von etwa 60 Monaten entspricht, so daß der Zähler in der Schätzfunktion für die Kohärenz ebenfalls abnimmt.

Die Reihen 30, 37, 48 und 50, die seit 1950 vorliegen, zeigen keine so starken Abweichungen in den Kohärenzschätzungen, obwohl ihre geschätzten Konjunkturzyklenlängen denen der Reihen 11 und 13 entsprechen. Zur Erklärung dieses Effektes könnten folgende Hypothesen dienen:

1. Aus den Verläufen der vier Reihen läßt sich erkennen, daß jede Reihe durch zwei starke Zyklen charakterisiert ist, so daß das jeweilige Spektrum im Niederfrequenzbereich relativ flach ist und daher im Konjunkturband keine großen Differenzen auftreten.
2. Die Zyklenlängen weichen so voneinander ab, daß die maximale Kohärenz (oder Kreuzspektraldichte) für ein M erreicht wird, das zwischen den beiden gewählten Verschiebungsparametern liegt, so daß in beiden Fällen Schätzwerte berechnet werden, die kleiner als das Maximum sind.
3. Die Reihe 19 besitzt eine starke Schwankung zwischen 1950 und 1953 (Korea-Boom), die die Kovarianzreihen und damit die Spektren stark beeinflußt, so daß die Kohärenzen Schätzwerte darstellen, die die Eigenschaften dieses Zeitraums überrepräsentieren.

Um diesen Fragestellungen nachzugehen, wurden für einige Monatsreihen die Kreuzspektralschätzungen unter willkürlicher Variation des Verschiebungsparameters M durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Tabelle K11 zusammengestellt. Sie zeigen, daß für verschiedene Reihen die eine oder andere Hypothese zutreffen kann.

Die Beträge der Kohärenzschätzungen in Tabelle K11 zeigen in Abhängigkeit von M und damit von der zentralen Frequenz und der Breite des Konjunkturbandes z.T. sehr starke Veränderungen. Für die Reihe 11 sinkt die Kohärenz von $K=.7777$ für $M=48$ auf $K=.5429$ für $M=80$, das sind etwa 70vH. Da die Grenzen des Konjunkturbandes für $M=60$

den Periodenlängen 48 und 80 Monaten entsprechen, wurden diese beiden Werte als Bezugsgrößen im Vergleich benutzt. Andere Reihen (30,48,50) zeigen für diese beiden Werte wesentlich geringere Differenzen. Die formale Ursache für diese Unterschiede läßt sich an dem Verlauf der Kohärenzschätzungen ablesen. Während die jeweilige Kohärenzfolge der Reihen 11 und 13 von $M=44$ bis $M=84$ monoton fällt bzw. für die Reihe 37 monoton steigt, besitzen die Kohärenzfolgen der übrigen Reihen in diesem Bereich ein Maximum, so daß die Differenz zwischen zwei Werten gebildet wird, die beide kleiner als die maximale Kohärenz sind. Eine Ursache für das unterschiedliche Verhalten der Kohärenzen läßt sich nicht sicher angeben. Vermutlich geht dieser Effekt auf Verletzungen der Stationaritätsbedingung (vgl. die Hypothesen) zurück, denn z.B. zeigt die Reihe 37 im Jahr 1951 einen sehr hohen Gipfel, der die Schätzwerte stark beeinflusst, denn nach einer Verkürzung auf Beginn 1954 ist im Konjunkturband des Spektrums der Reihe 37 kein Maximum festzustellen. Dieses Schätzergebnis stimmt mit dem Verlauf der Reihe überein, die ab 1954 keine ausgeprägten Konjunkturbewegungen zeigt. Damit wird die beschränkte Aussagefähigkeit der Kohärenz charakterisiert, die trotz eines relativ hohen Wertes, z.B. $K_{19,37} = .7184$ für $M=60$, eine ökonomische Interpretation nicht zuläßt.

Vergleicht man die Verläufe der Spektren der beiden zueinander in Beziehung gesetzten Reihen und des zugehörigen Kreuzspektrums für die Variationen von M , so kann die Auswirkung auf die Kohärenzschätzungen erkannt werden. Das Reihenpaar 19/37 weist im Spektrum der Reihe 19 einen ausgeprägten Gipfel für $M=62$ auf, während das Spektrum der Reihe 37 im Niederfrequenzbereich flacher verläuft und erst für $M=69$ eine relativ symmetrische Form besitzt. Mit wachsendem M sinkt die geschätzte Spektraldichte der Reihe 19 schneller als die der Reihe 37 steigt. Da das Maximum des Kreuzspektrums für ein M zwischen 62 und 69 erreicht wird, steigt auch der Zähler des Quotienten zunächst an, so daß die Kohärenz für $M>60$ erst schnell (Zähler steigt, Nenner sinkt) und später (für $M>68$) langsamer steigt, da der Zähler nun ebenfalls sinkt. Die schnellere Abnahme des Nenners führt aber zu einem weiteren Ansteigen der Kohärenz. Für die Reihen 11 und 13 liegen die Verhältnisse umgekehrt. Die Kreuzspektraldichte erreicht ihr Maximum für $M=58$ und sinkt für wachsende

Tabelle K11: Kreuzspektralschätzungen für die Konjunkturkomponenten der "Relativen Abweichungen..." ausgewählter Monatsreihen gegenüber der Bezugsreihe 19 nach Verschiebungsparametern von 44 bis 84 Monaten

R-Nr	11	12	13	29	30	37	48	50
M	ZyL	80	73	58	77	69	71	80
KOHARENZ								
44	.7916	.5658	.7543	.6687	.6524	.4896	.4331	.5558
48	.7777	.6135	.7445	.6843	.6715	.5056	.4550	.5757
52	.7611	.6607	.7318	.6989	.6897	.5224	.4713	.5931
56	.7415	.7051	.7158	.7116	.7056	.5394	.4814	.6069
60	.7184	.7444	.6960	.7219	.7176	.5556	.4852	.6164
64	.6917	.7766	.6716	.7292	.7244	.5701	.4836	.6212
68	.6608	.8000	.6421	.7330	.7254	.5825	.4778	.6214
72	.6257	.8137	.6071	.7335	.7209	.5925	.4691	.6174
76	.5863	.8181	.5664	.7314	.7116	.6001	.4587	.6097
80	.5429	.8148	.5205	.7247	.6985	.6054	.4476	.5988
84	.4963	.8073	.4704	.7230	.6828	.6089	.4369	.5853
PHASE in GRAD								
44	344.99	351.95	340.81	98.46	94.58	104.52	317.99	310.85
48	344.43	353.50	340.25	98.58	94.78	105.19	318.68	311.36
52	343.82	355.03	339.63	98.82	95.15	105.93	318.99	311.66
56	343.18	356.58	339.00	99.27	95.71	106.75	318.90	311.75
60	342.52	358.18	338.36	99.95	96.45	107.70	318.42	311.65
64	341.81	359.91	337.69	100.90	97.38	108.78	317.61	311.43
68	341.03	1.80	336.95	102.13	98.52	110.00	316.48	311.13
72	340.16	3.94	336.11	103.67	99.86	111.35	315.03	310.82
76	339.17	6.38	335.11	105.54	101.44	112.83	313.24	310.57
80	338.06	9.20	33.91	107.74	103.27	114.43	311.08	310.42
84	336.82	12.47	332.49	110.30	105.39	116.14	308.55	310.45
PHASE in MONATEN								
44	-1.84	-0.98	-2.35	12.03	11.56	12.78	-5.13	-6.01
48	-2.08	-0.87	-2.63	13.14	12.64	14.03	-5.51	-6.49
52	-2.34	-0.72	-2.94	14.28	13.74	15.30	-5.92	-6.98
56	-2.62	-0.53	-3.27	15.44	14.89	16.61	-6.39	-7.51
60	-2.91	-0.30	-3.61	16.66	16.07	17.95	-6.93	-8.06
64	-3.23	-0.02	-3.97	17.94	17.31	18.34	-7.54	-8.64
68	-3.58	0.34	-4.35	19.29	18.61	20.78	-8.22	-9.23
72	-3.97	0.79	-4.78	20.73	17.97	22.27	-8.99	-9.84
76	-4.40	1.35	-5.26	22.28	21.42	23.82	-9.87	-10.44
80	-4.88	2.04	-5.80	23.94	22.95	25.43	-10.87	-11.02
84	-5.41	2.91	-6.42	25.74	24.59	27.10	-12.01	-11.56

Quelle: eigene Berechnungen.

Tabelle K12.1: Abweichungen zwischen den Kohärenzschätzungen der "Relativen Abweichungen..." der auf das Intervall 1954/70 verkürzten Monatsreihen aus den Tabellen K5 und K8.2: $(K_{60} - K_{\max}) * 1000$

R-Nr.		19	18	46	29	48	37	50	30	31
	Zy-L.	62	54	57	58	71	69	80	77	49
19	62	0								
18	54	0	0							
46	57	2	4	0						
29	58	6	15	13	0					
48	71	34	52	39	32	0				
37	69	4	-386	21	-25	4	0			
50	80	-4	8	-52	9	-53	-12	0		
30	77		-161	-179	-9	32	-102	63	0	
31	49	8	61	13	-4	49	25	73	79	0

Quelle: eigene Berechnungen.

Tabelle K12.2: Abweichungen zwischen den Kohärenzschätzungen der "Relativen Abweichungen..." der seit 1954 vorliegenden Monatsreihen aus den Tabellen K7.2 und K8.2: $(K_{60} - K_{\max}) * 1000$

R-Nr.		12	21	4	22	16	20	6	13	11
	Zy-L.	48	52	58	59	60	63	54	73	0
12	48	0								
21	52	21	0							
4	58	2	-8	0						
22	59	10	0	2	0					
16	60	0	0	0	0	0				
20	63	-21	7	-8	2	-3	0			
6	54	-32	-1	-4	8	1	-14	0		
13	73	19	94	-13	41	15	8	-85	0	
11	80	74	178	-12	68	12	27	-177	-9	0

Quelle: eigene Berechnungen.

des M schneller als das Produkt der beiden Spektraldichten im Nenner, so daß die Kohärenz mit sinkendem M steigt. Die Reihen, die ein Maximum der Kohärenz besitzen, zeigen prinzipiell das gleiche Verhalten, doch liegen hier entweder für beide Reihen relativ starke Konjunkturbewegungen vor, (Reihe 29) oder die Abnahme der Kreuzspektraldichte setzt früher ein, so daß die Überkompensation des sinkenden Zählers durch schnellere Abnahme des Nenners ebenfalls früher beendet ist und die Kohärenz mit wachsendem M sinkt.

Zur Interpretation der Kohärenz darf also nicht nur der Schätzwert selbst herangezogen werden, sondern die Faktoren, aus denen er zusammengesetzt ist, müssen berücksichtigt werden. Die geschätzten Konjunkturzyklenlängen, die Konjunkturreagibilität und der Verlauf der Kreuzspektraldichte sollten bekannt sein. Erst unter Berücksichtigung dieser Daten läßt sich entscheiden, ob die Kohärenz als ein Maß für die Parallelität der Konjunkturverläufe angesehen werden kann, oder ob sie lediglich die Folge durchgesickerter Bestandteile ist und eine ökonomische Interpretation nicht zuläßt. Wie die beiden folgenden Abschnitte zeigen werden, reichen selbst diese Größen noch nicht aus, um mit ihrer Hilfe zuverlässige Schlüsse aus dem Betrag der geschätzten Kohärenz zu ziehen, wenn unterschiedlich lange Reihen analysiert und/oder verschiedene Trendbereinigungsverfahren verwendet wurden.

6.5.2 KOHÄRENZSCHÄTZUNG UND LÄNGE DES ANALYSEINTERVALLS

Die Tabelle K5 zeigt für 30 der 36 Schätzwerte den bereits in den Simulationen mit Reihen unterschiedlicher Periodenlänge beobachteten Effekt, daß die Kohärenz mit schrumpfendem Analyseintervall zunimmt. Wird eine Zunahme der Kohärenz festgestellt, so darf sie nicht als Beweis dafür gewertet werden, daß sich die mittleren Konjunkturzyklenlängen der beiden miteinander verglichenen Reihen voneinander unterscheiden. Eine solche Interpretation würde andere Ursachen vernachlässigen, die in so kurzen empirischen Reihen wirksam werden, weil in ihnen ein wirksamer Ausgleich zwischen stochastischen Schwankungen in Amplitude und Zykluslänge der Konjunkturbewegungen nicht erfolgen kann. Die Verkürzung des Analyseintervalls kann u.a. aus folgenden Gründen zu einer Erhöhung der Kohärenz führen:

1. Unterschiedliche Länge der mittleren Konjunkturperioden,
2. unterschiedliche Schwankungsstärke bei gleichzeitig (zufällig) variierender Zyklenlänge,
3. im weggelassenen Zeitraum unterscheiden sich die Konjunkturbewegungen der Reihen stärker als im verkürzten Analyseintervall.

Falls die Konjunkturkomponenten im ausgeschalteten Zeitraum einen gleichartigen Verlauf zeigen, kann die Kohärenz im verkürzten Intervall kleiner sein. Aus dem Verlauf der Reihen geht deutlich hervor, daß die 6 Verringerungen der Kohärenz in den Reihenkombinationen 30/31, 30/29, 30/37, 29/31, 29/37, 31/37 auf ein solches Parallelverhalten im Zeitraum 1950/53 zurückgehen. Die Reihen 30 und 31 besitzen im Jahr 1951 ein ausgeprägtes Maximum mit steilem Auf- und Abstieg und zeigen zwischen 1955 und 1964 bzw. 1959 und 1965 keine deutlichen Konjunkturbewegungen. Die Reihen 29 und 37 weisen 1951/52 ebenfalls relativ hohe Maxima auf, so daß nach Ausschaltung der Reihenstücke mit gleichartigem Verlauf die Parallelität in den Konjunkturbewegungen und damit die Kohärenz abnimmt.

Diese Ergebnisse zeigen, daß die Schätzwerte relativ kurzer empirischer Reihen stark von einzelnen Konjunkturzyklen abhängig sein können, und folglich ein Vergleich der Schätzwerte für unterschiedliche Analyseintervalle sehr fragwürdig ist. Insbesondere dürfen etwa gleich große Kohärenzen für verschiedene Analyseintervalle nicht als Bestätigung eines einheitlichen Konjunkturverlaufes interpretiert werden, wenn in beiden Intervallen noch der gleiche, mit sehr hoher Amplitude auftretende Zyklus enthalten ist, wie es für viele der in dieser Arbeit untersuchten Zeitreihen für den Zyklus 1966/70 zutrifft.

6.5.3 KOHÄRENZSCHÄTZUNG UND LÄNGE DER REGRESSIONSFUNKTION

Für die Abhängigkeit der Kohärenz von der Länge der Regressions-schätzung läßt sich aus den Tabellen K8.2 und K8.4 keine ähnlich eindeutige Tendenz wie für die Verkürzung des Analyseintervalles ablesen, wenn auch die seit 1950 vorliegenden, aber auf das Analyseintervall 1954 verkürzten Reihen in der Mehrzahl der Fälle gegenüber den 1954 beginnenden Reihen eine höhere Kohärenz zeigen, nachdem sie mit nur für die Jahre 1954/70 geschätzten Regressions-

funktionen zweiten Grades trendbereinigt wurden. Die Reihen 19 und 31 besitzen in allen Fällen höhere Kohärenzen für die kürzeren Regressionsfunktionen, während die Reihen 29,30,37,46,48 und 50 sowohl positive als auch negative Veränderungen der Kohärenz aufweisen. Die Differenzen zwischen den Schätzwerten sind teilweise sehr groß

z.B. 6/19 lang $K=0.196$ und kurz $K=.431$,

37/46 lang $K=.609$ und kurz $K=.773$,

30/50 lang $K=.738$ und kurz $K=.899$;

dies deutet darauf hin, daß die Unterschiede zwischen den beiden Regressionsfunktionen erheblich sind.

Die Abweichungen zwischen den Regressionsfunktionen lassen sich leicht erklären. Viele Reihen zeigen in den Jahren 1950/51 einen steilen Anstieg, der wahrscheinlich mit dem Koreakrieg in Zusammenhang steht. Nach der Rezession 1967 enden die Reihen mit einem weiteren starken Anstieg in den Jahren 1968/70. Durch die Verkürzung auf das Intervall 1954/70 fällt der erste Boom weg, so daß eine bessere Anpassung an die Entwicklung der letzten Jahre erfolgt. In den "Relativen Abweichungen..." treten durch die Veränderung des Trends starke Abweichungen auf, da sie in zweifacher Weise vom Trend abhängig sind. Eine Niveauverschiebung der Regressionsfunktion verändert erstens die absoluten Abweichungen, und die Division durch die Regressionsschätzungen führt zu einer zweiten Beeinflussung der "bereinigten" Werte.

Dieser Vergleich der möglichen Regressionsschätzungen und der Wirkungen auf die Kreuzspektralschätzungen zeigt deutlich, daß die Überlegungen in Kapitel 5.5. unvollkommen sind, weil die mit der Güte der Anpassung verbundene Gewichtungssproblematik nicht ausreichend berücksichtigt wird. Die Frage nach dem Verlauf des wahren Trends (falls er überhaupt existiert) bleibt weiterhin relevant. Sie konnte aber bisher nicht befriedigend beantwortet werden. Die amtliche Statistik¹⁾ beschränkt sich auf die Schätzung der mittelfristigen Entwicklung, die unter der Bezeichnung "glatte Komponente" den Trend und die Konjunkturbewegungen zusammenfaßt, um die Diagnose der wirtschaftlichen Lage an Reihen-

1) Martin Nourney: "Methode der Zeitreihenanalyse" in: WiSta 1973, Heft 1, S. 11-17
vgl. B. Nullau, S. Heiler, P. Wäsch, B. Meisner, D. Filip: "Das Berliner Verfahren - Ein Beitrag zur Zeitreihenanalyse", in DIW-Beiträge zur Strukturforchung, Heft 7, Berlin 1969

ende und die kurz- bis mittelfristige Prognose der künftigen Entwicklung zu ermöglichen. Eine Bestimmung der "glatten Komponente" mit Hilfe des "Berliner Verfahrens" bringt aber für eine spektralanalytische Konjunkturuntersuchung keine wesentlichen Vorteile, denn das entscheidende Problem, die Trennung von Trend- und Konjunkturkomponente, bleibt bestehen.

7. ÖKONOMISCHE INTERPRETATION EINIGER SCHÄTZWERTE

Für die Interpretationsfähigkeit der Schätzwerte ist nicht die mathematische Geschlossenheit des der Untersuchungsmethode zugrunde liegenden Modells entscheidend, sondern der Grad der Übereinstimmung bzw. die Widerspruchsfreiheit zwischen den Eigenschaften des empirischen Datenmaterials und den Voraussetzungen des Modells. Falls keine völlige (oder sehr große) Übereinstimmung festgestellt werden kann, müssen die Schätzwerte sehr vorsichtig, möglichst unter Berücksichtigung aller Unstimmigkeiten interpretiert werden. Der größte Mangel der vorliegenden Daten besteht in dem im Verhältnis zur Länge der zu untersuchenden Komponente zu kurzen Beobachtungszeitraum. Dadurch rückt die Frage nach der Stationarität der Reihen bzw. nach den Methoden, die Reihen (weitgehend) stationär zu machen, in den Mittelpunkt der Analyse. Die einzelnen Zeitreihendiagramme und die Spektren der Originalreihen zeigen, daß langfristige Komponenten zu Abweichungen von der vorausgesetzten Stationarität des Mittelwerts führen. Man hat sich also auf die Fragen zu konzentrieren:

1. Gibt es einen Trend, d.h. eine deterministische, langfristige Komponente?
2. Handelt es sich um eine reale Komponente oder wird sie nur aus einem Approximationsmodell abgeleitet, das alle Bewegungen mit Frequenzen unterhalb der Grundfrequenz zu einer deterministischen Komponente zusammenfaßt? (vgl. auch die Trenddefinition Grangers)
3. Ist eine deterministische Komponente (abgeleitet aus Bevölkerungswachstum, technischem Fortschritt, höherem Ausbildungsniveau usw.) in der Stärke vorhanden, wie sie aus relativ kurzen Zeitreihen geschätzt wird, oder enthält dieser "Trend" noch langwellige Schwankungen (Kondratieff-Zyklen)?
4. Wie ist der Trend mit den zyklischen Bewegungen verknüpft,
 - a) multiplikativ,
 - b) additiv,
 - c) gemischt?
5. Welcher funktionale Ansatz ist für eine Trendschätzung zu wählen?

Durch die Wahl eines Niederfrequenzfilters oder Trendbereinigungsverfahrens wird bereits eine Entscheidung über die vermutete Struktur der Reihen getroffen. Eine Beschränkung der Analyse auf Wachstumsraten beinhaltet eine Festlegung auf eine multiplikative Verknüpfung der zyklischen Bewegungen mit dem Trend. Da sich die verschiedenen Filter und Bereinigungsverfahren in ihren Auswirkungen auf das Spektrum und die Kreuzspektralschätzungen unterscheiden (Phasenverschiebungen, Dämpfungs- und Verstärkungseffekte in einzelnen Frequenzbereichen), ist es nicht sinnvoll, mit unterschiedlichen Methoden bereinigte Reihen miteinander zu vergleichen. Transformiert man alle Reihen mit dem gleichen Filter, so ergeben sich je nach Verknüpfung der Komponenten unterschiedliche Abweichungen von den Stationaritätsvoraussetzungen, so daß auch die bereinigten Reihen die Anforderungen der Spektralanalyse nur bedingt erfüllen. In einer solchen Situation, in der Modellvoraussetzungen und Eigenschaften der Reihen nicht völlig übereinstimmen, eine Spektralanalyse aber trotzdem durchgeführt wird, muß man fragen, ob die Schlüsse aus den Schätzwerten gezogen werden dürfen, wie sie bei erfüllten Voraussetzungen möglich wären.

Betrachtet man die Schätzfunktionen unter der Annahme, daß die Voraussetzungen der Spektralanalyse nicht oder nur unzureichend erfüllt sind, so führt man lediglich Fourieranalysen der mit der Spektralgewichtungsfunktion multiplizierten Kovarianzreihen durch. Durch die Gewichtung haben die Kovarianzreihen eine ideale Form erhalten, denn sie verlaufen, als würden zwischen Werten, die mehr als M Zeiteinheiten auseinander liegen, keine Zusammenhänge bestehen. Der Parameter M und damit die Länge der Kovarianzreihe ist aber willkürlich festgelegt worden. Die Kovarianzfunktion selbst und die Komponenten, aus denen sie aufgebaut ist, müssen daher keine Perioden besitzen, die ganzzahlig in der Grundperiode $2M$ enthalten sind. Die Berechnung der Fourierkoeffizienten dient lediglich der Approximation der gewichteten Kovarianzfunktion durch eine Fouriersche Reihe. Die Fourierkoeffizienten a_r , b_r bzw. die Amplituden $c_r = \sqrt{a_r^2 + b_r^2}$ dürfen nicht als Maß für die Bedeutung einzelner, tatsächlich vorhandener Komponenten der entsprechenden Frequenz gewertet werden. Sie geben lediglich einen Überblick, in welchen Frequenzbereichen starke Komponenten vorhanden sind. Die Interpretationen der Schätzwerte aus

Ökonomischen Zeitreihen bauen aber auf der Annahme auf, daß das Spektrum die Beiträge der Komponenten eines Frequenzbandes zur Gesamtbewegung angibt. Die Spektraldichten werden als über einen Frequenzbereich geglättete Intensitäten der diesem Bereich zuzurechnenden Komponenten gedeutet. Die Interpretation im Zeitbereich erfolgt gewöhnlich, indem die für einen Frequenzbereich geschätzte Spektraldichte auf die zentrale Frequenz dieses Bereichs bezogen wird. Stark vereinfacht könnte man sagen, alle Komponenten eines Frequenzbereichs werden durch eine Komponente mittlerer Frequenz ersetzt. Diese Interpretation der durch die willkürliche Wahl des Parameters M festgelegten Frequenzbänder ist sicher für die höheren Frequenzen zulässig. Das Konjunkturband ist in zeitlicher Interpretation sehr breit, so daß die Bezugnahme auf die willkürliche zentrale Frequenz zu Fehlinterpretationen führen kann. Diese Tatsachen muß man stets im Auge behalten, da eine ökonomische Auswertung der geschätzten Größen nur dann einigermaßen einfache Aussagen liefert, wenn sie sich auf die zentralen Frequenzen der untersuchten Frequenzbänder bezieht, wenn also gewissermaßen eine Zerlegung in Komponenten erfolgt, die den zentralen Frequenzen entsprechen.

Unter Beachtung der bisher aufgeführten Fehlerquellen sollen nun einige Schätzwerte aus Tabelle K13 im Hinblick auf ihre Stellung im Konjunkturablauf untersucht werden. Die ersten 12 Monatsreihen und die ersten 9 Quartalsreihen scheinen vor der allgemeinen Konjunktur herzulaufen. Betrachtet man aber die Zuverlässigkeit dieser Schätzwerte, so zeigt sich, daß 9 der 21 Reihen als konjunkturunabhängig eingestuft wurden. Wie zweckmäßig es ist, diese Reihen aus einer Konjunkturanalyse auszuschließen, ist aus den großen Differenzen zwischen den Schätzwerten für Wachstumsraten und "Relative Abweichungen..." und der Tatsache, daß für alle 9 Reihen niedrige Kohärenzen geschätzt wurden, abzuleiten. Der geschätzte Lead der restlichen 12 Reihen schwankt zwischen 3 und 11 Monaten.

Gute Frühindikatoren scheinen die Reihen 16, 17, 27 und 9 zu sein, da sie um 9-11 Monate dem gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf vorauslaufen. Auffällig ist, daß es sich bei drei Reihen (16, 17, 27) um Beziehungszahlen handelt, deren einzelne

Tabelle K13: Einstufung der Monatsreihen nach der Phasenverschiebung der Konjunkturkomponenten gegenüber der Reihe "Index der ind. Nettoproduktion der ges. Ind. ohne Bau und Energie"

lfd Nr.	Rei Nr.	Monatsreihen	Anf-Jahr	Konj. Reag.	"Rel. Abw." Phase Kohär.	Wachstumsraten Phase Kohär.
1	16	Auftragseingang/Umsatz Industrie ges.	54	R	-11	.865
2	49	Kredite an Unternehmen und Privatpersonen	50	o	-11	.455
3	50	Veränderungen der Kredite an Untern. u. Priv.	50	r/o	-11	.212
4	48	Veränderung der kurzfr. Kredite an Untern. u. Pr.	50	R/o	-9	.012
5	9	Index AE Ind. Ges. a. d. Ausl. Vol. 1962=100	57	R	-10	.661
6	9	Auftragseingang Ind. Ges. a. d. Ausl. in lfd. Frei.	54	r/R	-5	.483
7	13	Index AE Inland Maschinenbauind. 1962=100	54	r/R	-5	.926
8	11	Index AE Inland Invest. Güterind. 1962=100	54	r/R	-3	.925
9	8	Index AE Industrie Ges. Volumen 1962=100	57	R	-4	.959
10	4	Auftragseingang Industrie Ges. in lfd. Preisen	54	R	-3	.913
11	47	Kurzfristige Kredite an Untern. u. Privatpers.	50	o	-2	.532
12	46	Veränderungen zum Bargeldumlauf	50	r/o	-2	.285
13	19	Index der ind. Nettoproduktion Ind. ges. o. B+E	48	R	0	1.000
14	12	Index AE Inland Verbrauchsgüterind. 1962=100	54	R	0	.762
15	20	INP Investitionsgüterindustrie 1962=100	54	R	1	.963
16	21	INP Verbrauchsgüterindustrie 1962=100	54	R	3	.707
17	22	INP Maschinenbauindustrie 1962=100	54	R	4	.924
18	45	Bargeldumlauf	50	o	13	.955
19	31	Index der Erzeugerpr. f. Invest.-Güter 1954=100	50	R/r	15	.175
20	29	Index der Erzeugerpr. industr. Produkte 1954=100	50	R/r	14	.377
21	37	Preisindex für die Lebenshaltung 1954=100	50	r	17	.414
22	30	Index der Erzeugerpr. Verbr.-Güter 1954=100	50	r	21	.585
23	18	Arbeitslose/Offene Stellen	50	r	22	.709
			50	r	28	.418
						.730

Tabelle K14: Einstufung der Quartalsreihen nach der Phasenverschiebung der Konjunkturkomponenten gegenüber der Reihe "Auftragseingang der Industrie gesamt in lfd. Preisen"

lfd Nr.	Rei Nr.	Quartalsreihen	Anf. Jahr	Konj. Reag.	"Rel. Abw."		Wachstumsraten	
					Phase	Kohär.	Phase	Kohär.
24	44	Salden aus dem Waren- u. Dienstl.-Verkehr	50	o	-26	.341	-36	.216
25	42	Salden der Handelsbilanz	50	o	-26	.574	-30	.154
26	28	Unverteilte Gewinne in lfd. Preisen	54	o	-8	.729	-14	.204
27	27	Index des Produktionsergebnisses je Arbeiterstunde	50	R/r	-7	.736	-7	.646
28	17	Auftragseingang/Umsatz Ind. ges.	54	R	-6	.839	-5	.917
29	40	Export in Preisen von 1954	50	o/R	-2	.212	4	.420
30	7	Auftragseingang Ind. ges. Ausland in lfd. Preisen	54	r/R	-1	.549	0	.675
31	5	Auftragseingang Ind. ges. in lfd. Preisen	54	R	0	1.000	0	1.000
32	10	Index AE Inland der Inv.-Güter-Ind. 1954=100	54	R	0	.892	0	.868
33	15	Auslandsumsatz Ind. ges. in lfd. Preisen	50	o	3	.166	10	.597
34	41	Importe in Preisen von 1954	50	o/r	3	.657	5	.867
35	14	Umsatz Ind. ges. in lfd. Preisen	50	R	6	.787	6	.908
36	2	Bruttosozialprodukt in Preisen von 1954	50	o	7	.476	7	.624
37	24	Bruttoanlageinvest. in Preisen von 1954	50	r/R	7	.680	5	.776
38	32	Bruttoanlageinvest. in lfd. Preisen	50	r	7	.774	6	.780
39	1	Bruttosozialprodukt in lfd. Preisen	50	r	7	.700	7	.824
40	39	Verbrauch der priv. Haushalte in lfd. Pr.	50	R	11	.643	12	.746
41	25	Bruttolöhne und Gehälter in lfd. Preisen	50	o/R	12	.562	14	.656
42	26	Index des nom. Durchschnittsbrutto- stundenlohns	50	o/r	13	.826	17	.658
43	36	Verbr. der priv. Haushalte in Preisen von 1954	50	o	13	.437	8	.418
44	34	Staatsverbrauch in Preisen von 1954	50	o	15	.075	12	.014
45	43	Salden der Dienstleistungsbilanz	50	o/r	17	.347	0	.518
46	33	Index der Erzeugerpreise ind. Prod. 1954=100	50	R/r	17	.699	18	.662
47	3	Preisindex des Bruttosozialprodukts	50	r	19	.760	18	.372
48	35	Masseneinkommen in lfd. Preisen	50	r/R	20	.675	16	.748
49	23	Abschreibungen in lfd. Preisen	50	o/r	23	.484	26	.555
50	38	Preisindex für die Lebenshaltung 1954=100	50	r	25	.413	22	.422

Komponenten keine so großen Leads aufweisen. Beide Verhältnisse "Auftragseingang zu Umsatz" und "Produktionsergebnis je Arbeiterstunde" bestehen aus zwei Reihen, von denen die Reihe im Zähler einen Phasenvorsprung vor der Reihe im Nenner hat. Die Auftragsgänge besitzen einen Lead von etwa 6 Monaten gegenüber den Umsätzen (Reihe 14). Für die Arbeiterstunden ist ein etwa gleich großer Lag gegenüber der Produktion zu erwarten, denn für die Reihe "Beschäftigte in der gesamten Industrie" ist ein Lag von 5 Monaten geschätzt worden.¹⁾

Sind die großen Phasenverschiebungen der Verhältniszahlen ökonomisch aussagefähig oder sind sie als Folge der Quotientenbildung technischer Natur und daher ökonomisch fragwürdig oder sogar sinnlos? Eine wenigstens teilweise Klärung dieses Problems sollen die folgenden Betrachtungen bringen.

7.1. PHASENVERSCHIEBUNG IN VERHÄLTNISZAHLENREIHEN

Die Schätzfunktionen sind auf der Voraussetzung aufgebaut, daß eine ökonomische Zeitreihe als eine Realisation eines schwach stationären stochastischen Prozesses aufgefaßt werden darf. Die Interpretation der Schätzwerte kann sich jedoch wegen der relativen Kürze der Reihen nur auf die mittlere Konjunkturfrequenz (bzw. die entsprechende Zyklenlänge) beziehen. Sie erfolgt also wie in einem deterministischen Modell. Wenn man die Wirkung der Quotientenbildung auf die Phasenschätzung beschreiben will, kann man die Tendenzen aus einem einfachen Modell ableiten, das aus zwei deterministischen Funktionen besteht:

$$h(t) = \frac{f(t)}{g(t)} .$$

Zur Beschreibung der Phasenverschiebung genügen in diesem Fall die Abstände der Extremwerte, deren Lage durch die Nullstellen der ersten Ableitung $h'(t)$ angegeben wird:

$$h'(t) = \frac{f'(t) \cdot g(t) - f(t) \cdot g'(t)}{g^2(t)}$$

$$0 = f'(t) \cdot g(t) - f(t) \cdot g'(t)$$

¹⁾ Bernd Schips: "Ergebnisse einer Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung in der BRD",
a.a.O. S. 198

$$\frac{f'(t)}{g'(t)} = \frac{f(t)}{g(t)} \quad \text{bzw.} \quad \frac{f'(t)}{f(t)} = \frac{g'(t)}{g(t)} .$$

Nullstellen sind also immer dann vorhanden, wenn das Verhältnis der Steigungsmaße der ursprünglichen Funktion gleich dem Verhältnis der Funktionswerte an dieser Stelle ist oder die Veränderungsraten der beiden Funktionen einander entsprechen. Für "Auftragseingang zu Umsatz" heißt das, daß der Quotient ein Maximum hat, wenn die relative Veränderung der Auftragseingänge gleich der der Umsätze ist.

Das einfachste deterministische Modell, das für unsere Konjunkturanalyse geeignet ist, muß die Bedingung erfüllen, daß beide Funktionen überall positiv sind, damit keine Phasenverschiebungen im Quotienten durch Vorzeichenänderungen der einzelnen Funktionen erzeugt werden. Unterstellt man Konjunkturbewegungen gleicher Periode in beiden Funktionen, die sowohl in Amplitude als auch in Zyklenlänge nicht variieren, so können folgende Funktionen verwendet werden:

$$f(t) = A + B \sin(\omega_r \cdot t + \alpha) \quad \text{mit } A > B, \quad \omega_r = \frac{2\pi \cdot r}{2M}$$

$$g(t) = C + D \cdot \sin(\omega_r \cdot t) \quad C > D, \quad \alpha = \omega_r \cdot \tau^*,$$

in denen τ^* die zeitliche Verschiebung der beiden Konjunkturkomponenten gegeneinander angibt.

1. Fall: $A = 1, B = 0$

$$h(t) = \frac{1}{g(t)} = \frac{1}{C + D \cdot \sin \omega_r \cdot t}$$

$$h'(t) = - \frac{D \cos(\omega_r \cdot t) \omega_r}{(C + D \cdot \sin \omega_r \cdot t)^2} .$$

Die Extremwerte der zu $g(t)$ reziproken Funktion liegen bei

$$\cos \omega_r \cdot t_{\text{ex}} = 0 + \omega_r \cdot t_{\text{ex}} = \pm \pi / 2$$

mit $M=60$, und $r=2$ folgt $t_{\text{ex}} = \pm 15$. An den gleichen Stellen hat $g(t)$ seine Extremwerte, doch liegt dem Maximum von $g(t)$ das Minimum von $h(t)$ gegenüber. Die beiden Funktionen sind also um eine halbe Periode gegeneinander verschoben.

2. Fall: Zähler und Nenner bestehen aus Funktionen mit zyklischen Komponenten gleicher Frequenz, die keine Phasenverschiebung besitzen.

$$h(t) = \frac{A + B \cdot \sin \omega_r \cdot t}{C + D \cdot \sin \omega_r \cdot t}$$

$$h'(t) = \frac{(CB - AD) \cdot \omega_r \cdot \cos \omega_r \cdot t}{(C + D \cdot \sin \omega_r \cdot t)^2}$$

$h(t)$ ist eine Konstante, wenn $CB = AD$ ist ($h(t)=1$ für $A=C$, $B=D$). Erfüllen die Konstanten diese Bedingung nicht, dann sind für $\cos \omega_r t = 0$ Extremwerte vorhanden: $t_{ex} = \pm \pi/2 \rightarrow t_{ex} = \pm 15$.

Die Entscheidung, ob es sich um ein Maximum oder Minimum handelt, ist vom Vorzeichen der Differenz $(CB-AD)$ abhängig. Unterstellt man $A=C$ -das dürfte für Indizes ungefähr zutreffen- dann sind die Amplituden der Konjunkturbewegungen entscheidend. Ist $D>B$, dann entstehen um eine halbe Periode verschobene Schwankungen (entspricht 1. Fall). Ist $B>D$, dann sind alle drei Funktionen "in Phase".

3. Fall: Zähler und Nenner bestehen aus Funktionen mit zyklischen Komponenten gleicher Frequenz und einem Lag des Nenners um τ^* Zeiteinheiten.

$$h(t) = \frac{A + B \cdot \sin(\omega_r \cdot t + \omega_r \cdot \tau^*)}{C + D \cdot \sin(\omega_r \cdot t)}$$

$$\text{mit } B \cdot \sin(\omega_r \cdot t + \omega_r \cdot \tau^*) = a_r \cdot \cos(\omega_r \cdot t) + b_r \cdot \sin(\omega_r \cdot t)$$

$$\text{und } a_r = B \cdot \sin(\omega_r \cdot \tau^*), \quad b_r = B \cdot \cos(\omega_r \cdot \tau^*) \quad \text{folgt:}$$

$$h(t) = \frac{A}{C + D \cdot \sin(\omega_r \cdot t)} + \frac{b_r \cdot \sin(\omega_r \cdot t)}{C + D \cdot \sin(\omega_r \cdot t)} + \frac{a_r \cdot \cos(\omega_r \cdot t)}{C + D \cdot \sin(\omega_r \cdot t)}.$$

Diese Darstellung zeigt, daß $h(t)$ aus drei Komponenten aufgebaut ist, die jeweils andere Phasenverschiebungen aufweisen. Der erste Summand entspricht Fall 1, hat also eine Verschiebung um eine halbe Periode. Die zweite Komponente entspricht Fall 2, deren Phase vom Amplitudenverhältnis b_r/D abhängt, während die dritte Komponente eine Phasenverschiebung um eine Viertelperiode bedeutet. Der Verlauf von $h(t)$ ist von den Amplituden der drei Komponenten abhängig, die durch B , D und τ^* bestimmt werden.

Nach einigen Umformungen erhält man die erste Ableitung:

$$h'(t) = \frac{\omega_r}{(C+D \cdot \sin(\omega_r \cdot t))^2} \cdot (b_r C - AD) \cdot \cos \omega_r \cdot t - a_r C \cdot \sin \omega_r \cdot t - a_r D$$

und als Bedingung für die Nullstellen:

$$\cos \omega_r \cdot t_{\text{ex}} = \frac{a_r}{a_r^2 \cdot C^2 + F^2} \cdot (\pm C \cdot \sqrt{C^2 \cdot a_r^2 + F^2 - D^2 \cdot a_r^2} + F \cdot D)$$

$$\text{mit } F = b_r \cdot C - A \cdot D.$$

Beispiel: "Auftragseingang zu Umsatz"

Wählt man für die Konstanten die Werte, wie sie sich für das Verhältnis "Auftragseingang zu Umsatz" aus den Zeitreihen (4 und 14) ergeben, so sind einzusetzen:

$A = C = 100$, $\tau^* = 6$, $\omega_r = \pi/60$, $B = 10$, $D = 6$ (da die Amplituden der "Relativen Abweichungen..." etwa diese Werte erreichen).

$$a_r = B \cdot \sin 36^\circ = 5.9$$

$$b_r = B \cdot \cos 36^\circ = 8.1$$

$$\cos \omega_r \cdot t_{\text{max}} = \frac{5.9}{39.4} \cdot (+ \sqrt{39.3} + 0.13) = 0.953$$

$$t_{\text{max}} \approx 3$$

$$\cos \omega_r \cdot t_{\text{min}} = \frac{5.9}{39.4} \cdot (- \sqrt{39.3} + 0.13) = - 0.927$$

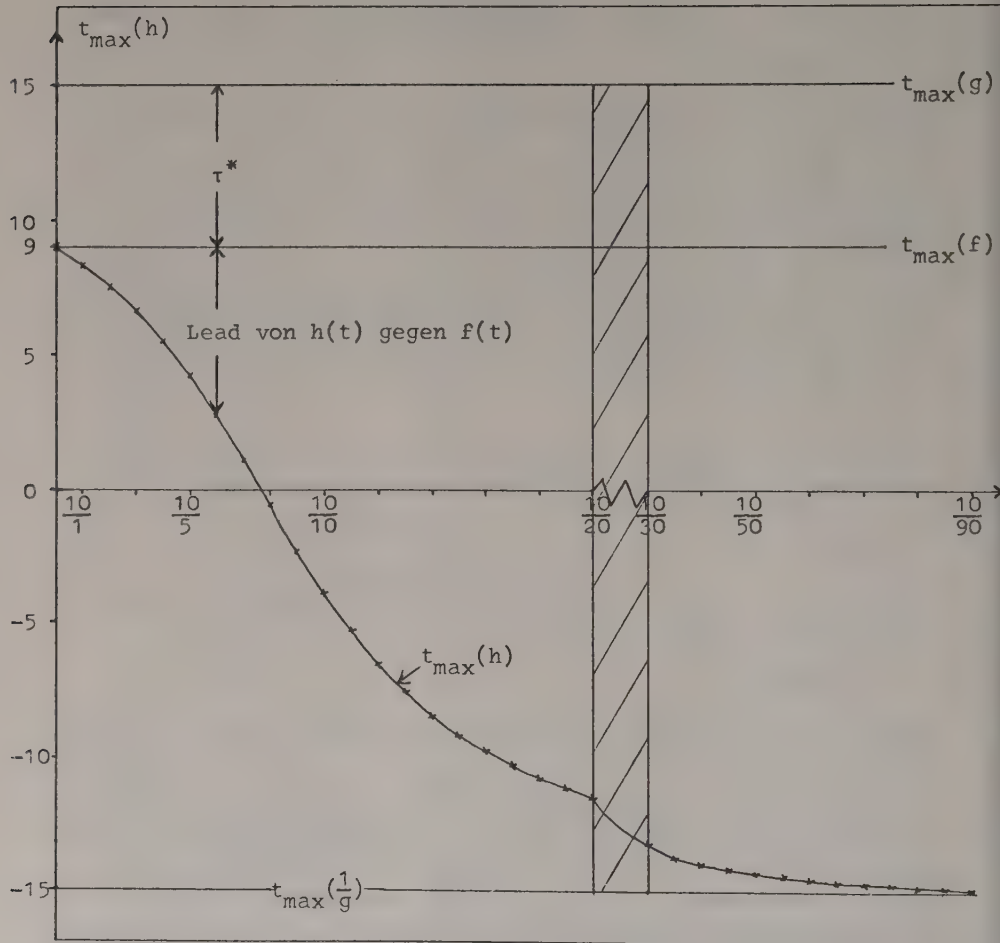
$$t_{\text{min}} \approx 33.7.$$

Vergleicht man die drei Zeitpunkte miteinander, an denen die drei Funktionen ihre Maxima erreichen ($t_{\text{max}}(h)=3$, $t_{\text{max}}(f)=9$, $t_{\text{max}}(g)=15$), so hat $h(t)$ einen Lead von etwa 6 Monaten vor der Zählerfunktion $f(t)$ und von etwa einem Jahr vor dem Nenner $g(t)$. Diese Werte entsprechen denen, die für die drei Reihen Auftragseingang, Umsatz und Auftragseingang zu Umsatz geschätzt wurden.

Die Ergebnisse des deterministischen Modells können nur die Tendenzen in Richtung und Betrag der Phasenverschiebung aufzeigen, die sich durch die Berechnung der Verhältniszahlen aus zwei Zeitreihen ergeben. Abweichungen von diesen Werten resultieren aus den Differenzen zwischen den tatsächlichen Reihenverläufen und dem deter-

Abbildung 25: Lage des Maximums der Funktion $h(t) = \frac{A+B\sin(\omega_r t + \omega_r \tau^*)}{C+D\sin\omega_r t}$

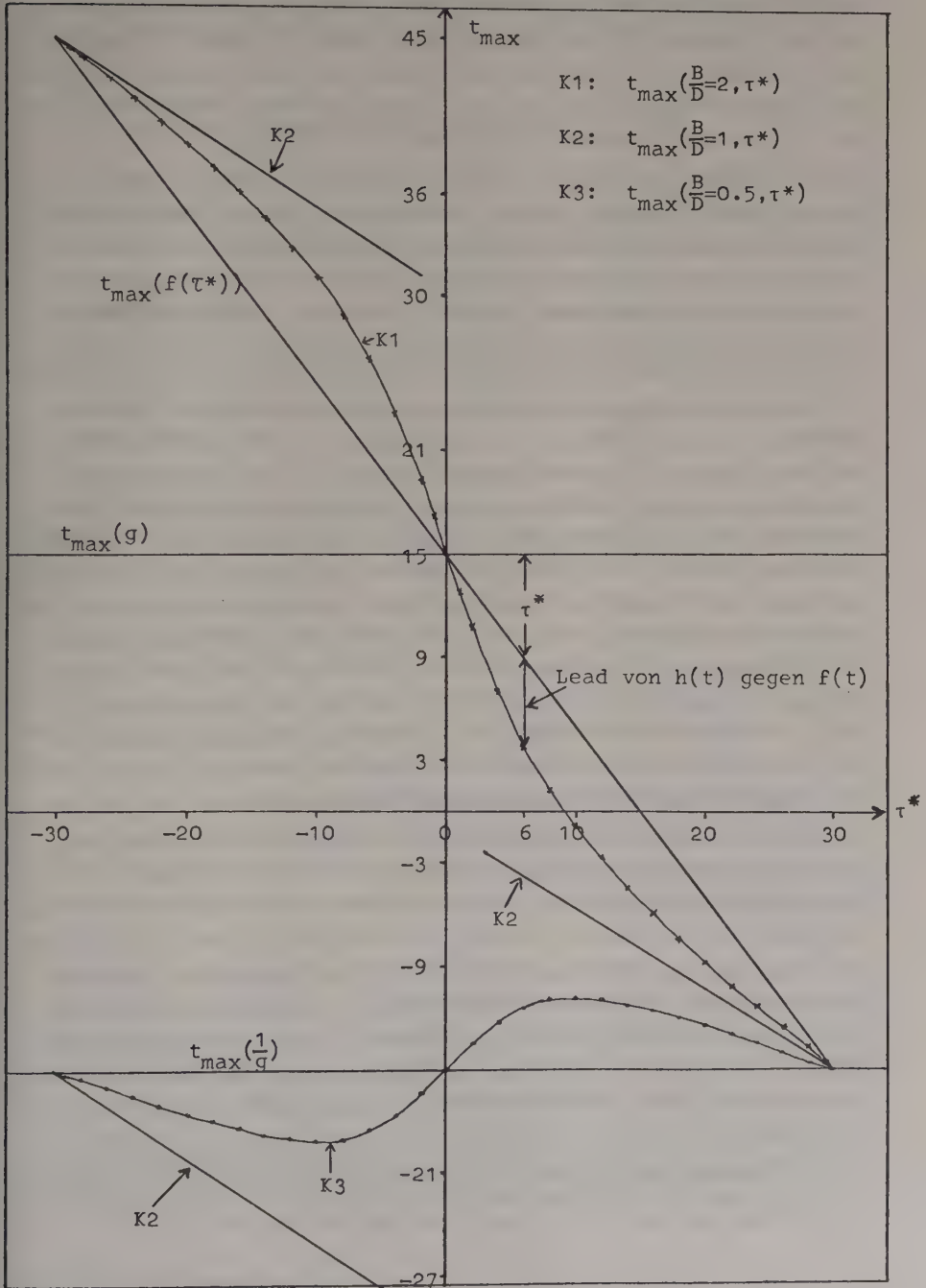
mit $\tau^* = 6$, $A=C= 100$ und variablem Amplitudenverh. B/D



Quelle: eigene Berechnung

Abbildung 26: Lage des Maximums von $h(t) = \frac{A + B \cdot \sin(\omega_r t + \omega_r \tau^*)}{C + D \cdot \sin(\omega_r t)}$

mit $A=C=100$, $B/D=2, 1, 0.5$ und variablem τ^*



ministischen Modell. Die beiden Diagramme, die die Abhängigkeit der sich aus der Quotientenbildung ergebenden Phasenverschiebung vom Amplitudenverhältnis B/D bei konstantem τ^* (Abb.25) und von der Verschiebung τ^* zwischen den Reihen bei konstanten Amplitudenverhältnissen $B/D = 2,1$ und $0,5$ (Abb.26) zeigen, veranschaulichen die in den verschiedenen Situationen zu erwartenden Fehler.

Wie am Beispiel der Reihe "Auftragseingang zu Umsatz Industrie gesamt" gezeigt werden konnte, entstehen durch die Quotientenbildung Konjunkturindikatoren, deren Lead einen mehr oder weniger großen "künstlichen" Bestandteil enthält, der ökonomisch nur schwer interpretiert werden kann. Für das Verhältnis "Auftragseingang zu Umsatz" kann noch eine befriedigende Erklärung gefunden werden; sie läßt sich aber nicht mehr für Reihen aufstellen, die wie Reihe 27 "Index des Produktionsergebnisses je Arbeiterstunde" aus dem Verhältnis einer etwa zur Gesamtkonjunktur parallel laufenden Reihe im Zähler und einer nachlaufenden Reihe im Nenner gebildet sind. Der geschätzte Phasenvorsprung ist eine Folge der Quotientenbildung. Außerdem sind Quotienten aus Beobachtungswerten verschiedener ökonomischer Größen ^{*)} für eine Konjunkturdiagnose weniger gut geeignet als die Originalwerte selbst (oder Verhältniszahlen einer ökonomischen Variablen), weil sich die Beobachtungsfehler in diesen Verhältniszahlen verstärken können. Formal läßt sich aus jeder Reihe, die gegenüber dem gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf Verzögerungen aufweist, eine "leading" Reihe erzeugen, indem man das Verhältnis der Bezugsreihe für die Gesamtkonjunktur (Index der ind. Nettoproduktion) zu dieser Reihe bildet.

Einer späteren Untersuchung muß es überlassen bleiben, ob und in welcher Stärke entsprechende Effekte bei der Bildung von Wachstumsraten entstehen. Gerade in Zeiten andauernden Wachstums, in denen auch in den wirtschaftlich ruhigeren Zeiten nur positive Wachstumsraten auftreten, können die Divisionen durch die Vorjahreswerte entsprechende Verschiebungen erzeugen. Eine wesentliche Verzerrung ist kaum zu befürchten, wenn die verschiedenen Konjunkturphasen durch positive und negative Wachstumsraten charakterisiert sind. Diese Problematik ist auch in der Analyse

^{*)} Anm. Zwar können sich systematische Fehler, die gleiche Richtung haben, ausgleichen, wie dies bei der Bildung von Wachstumsraten oder Abweichungen vom Trend die Regel ist, da hier die ökonomische Variable auf sich selbst bezogen wird.

preisbereinigter Reihen zu beachten, wenn diese aus Wertreihen durch Division durch entsprechende Preisindexreihen gewonnen werden.

7.2. EINSTUFUNG DER KONJUNKTURINDIKATOREN

Die Interpretation der Tabelle K1.1 muß neben den Unsicherheiten im Betrag der Phasenschätzung, die auf individuelle Eigenschaften der einzelnen Reihen zurückgehen, auch die Phasenverschiebung berücksichtigen, die die Verhältniszahlen aufgrund der Quotientenbildung aufweisen. Zwei Fälle sind zu unterscheiden:

1. Die im Zähler stehende Reihe besitzt die stärkeren Konjunkturschwankungen.
2. Die im Nenner stehende Reihe besitzt die stärkeren Konjunkturschwankungen.

Im ersten Fall sind je nach Größe der Phasenverschiebung zwischen Zähler und Nenner Phasenschätzungen der Verhältniszahlen in der Nähe der Phase der Reihe im Zähler zu erwarten. Im zweiten Fall tritt eine wesentlich stärkere Verschiebung in Richtung auf die um eine halbe Periode verschobene Reihe im Nenner ein. Eine ökonomisch sinnvolle Interpretation als Konjunkturindikator scheint mir nur im ersten Fall durchführbar zu sein (vgl. Kurve 1 in Abb. 26), denn ein im zweiten Fall ausgewiesener Lead ist ein Lag, der größer als die halbe Konjunkturzyklenlänge (vgl. Kurve 3 in Abb. 26) ist. Dieser formale Lead darf nicht als solcher interpretiert werden, da dann die kausalen Zusammenhänge zwischen gesamtwirtschaftlichem Konjunkturverlauf und den Konjunkturkomponenten der einzelnen Reihen auf den Kopf gestellt würden. Eine Umkehrung der Folgebeziehungen tritt auch im ersten Fall in abgeschwächter Form auf.

Ohne eine eingehende Prüfung der kausalen Beziehungen, der Phasenverschiebung und des Amplitudenverhältnisses der Konjunkturkomponenten der beiden ins Verhältnis gesetzten Variablen ist die Interpretation der Verhältniszahlen als Konjunkturindikatoren abzulehnen. Aus der Tabelle K13 muß die Reihe 27 gestrichen oder wenigstens mit einem Fragezeichen versehen werden, denn der Zeitpunkt an dem die Reihe "Produktionsergebnis je Arbeiterstunde" ihr

Maximum erreicht, ist stärker durch Eigenschaften¹⁾ des vorangegangenen Konjunkturverlaufs bestimmt, als daß er die künftige Entwicklung zu charakterisieren vermag.

Stuft man (vorsichtshalber) alle Verhältniszahlenreihen nicht als Frühindikatoren ein, dann ist von den vier Reihen nur noch Reihe 9 "Index des Auftragseingangs der gesamten Industrie aus dem Ausland, Volumen 1962=100" übrig. Für sie wurden aber reihenspezifische Konjunkturzyklenlängen von 45 Monaten für Wachstumsraten und 58 Monaten für "Relative Abweichungen..." ermittelt, die stark voneinander abweichen, während die reihenspezifischen Zykluslängen der Reihe 19 mit 57 Monaten für Wachstumsraten und 59 Monaten für "Relative Abweichungen..." ungefähr gleich sind. Diese Abweichungen sind nur deshalb möglich, weil die Reihe 9 erst seit 1957 vorliegt und daher individuelle Eigenschaften die Schätzwerte so stark beeinflussen können. Der Verlauf der Wachstumsraten zeigt für die drei Maxima etwa gleiche Werte, während die Minima 1961/62 und 1964/65 nicht so niedrig liegen wie die Minima 1958 und 1970. Die extremen Minima bestimmen die Spektralschätzungen, d.h. die Kovarianzreihe wird am besten durch eine periodische Bewegung der Länge 45 Monate approximiert. Die Zykluslänge scheint für den Zeitraum Mitte 1958 bis Anfang 1970 (knapp 12 Jahre) etwas zu kurz zu sein, doch läßt sie sich durch die nur etwa drei Jahre dauernde Schwankung 1958/61 erklären. Die "Relativen Abweichungen..." zeigen dagegen für die Minima etwa gleiche Werte und die Maxima 1960 und 1969 sind wesentlich höher als das Maximum 1964. Jetzt bestimmen die Maxima die Schätzwerte, d.h. die beste Approximation wird durch eine etwa 5 Jahre dauernde Bewegung erzielt. Der geringe mittlere Abstand der Minima resultiert aus dem steilen Anstieg 1958/59 und dem steilen Abfall 1969/70.

1) Ungenügender Abbau der Arbeitskräfte (Hortung von Arbeitskräften) in der vorangegangenen Niedergangsphase und/oder in dem konjunkturellen Tiefstand, im Hoch erstellte Überkapazitäten und/oder nur geringe Einschränkungen der Investitionen im Tiefstand ermöglichen Produktionsausweitungen durch bessere Auslastung der Arbeitskräfte und der Produktionsanlagen, so daß die Beziehungszahl "Produktionsergebnis je Arbeitsstunde", die außerdem nur einen Produktionsfaktor berücksichtigt, aufgrund der in den Vorperioden angesammelten Produktionsreserven schnell bis zu einem Maximum steigen kann, das in keinem sehr engen Zusammenhang mit der künftigen Entwicklung stehen muß.

Auffallend ist in den Reihen des Auftragseingangs aus dem Ausland, daß ein der Rezession 1967 entsprechender Rückgang nicht erkennbar ist. Dies mag mit der damaligen Währungssituation (Abwertung des englischen Pfundes 1967, Verdacht auf deutsche Aufwertung) zusammenhängen. Ebenso kann das Maximum 1960 eine Folge vorgezogener Auslandsaufträge im Hinblick auf die DM-Aufwertung 1961 gewesen sein. Entsprechend dieser individuellen Eigenschaften, die eine relativ periodische Bewegung verhinderten, sind die geschätzten Kohärenzen niedrig. Die Beträge der Phasenverschiebungen sind ebenfalls sehr unsicher, da sie im Zeitablauf starke Abweichungen aufweisen. Einem großen Lead in den ersten zwei Zyklen folgt nach der Verzögerung in der Rezession ein Zyklus mit einem kleinen Lead, fast einem Gleichlauf mit der Bezugsreihe 19. Der Auftragseingang aus dem Ausland ist also kein guter Frühindikator, da er im Beobachtungszeitraum stärker auf die außenwirtschaftliche Situation als die innerdeutsche Konjunktur reagiert hat.

Alle Reihen, die nach den berechneten Phasenverschiebungen der Gesamtkonjunktur in einem größeren Abstand vorausseilen, sind nach genauerer methodischer und/oder ökonomischer Analyse keine guten Frühindikatoren, da ihnen kein enger kausaler Zusammenhang zu den gesamtwirtschaftlichen Schwankungen unterstellt werden kann, bzw. da die Schätzwerte für die als konjunkturunabhängig eingestuften Reihen zu wenig gesichert erscheinen. Von den Reihen, für die ein Lead kleiner als sechs Monate geschätzt wurde, sind die Reihen 6 und 7, die wie Reihe 9 den Auftragseingang aus dem Ausland angeben, wegen abweichender reihenspezifischer Konjunkturzyklenlängen und niedriger Kohärenzen wenig geeignet. Als Frühindikatoren bleiben von den untersuchten Reihen nur die verschiedenen Reihen des Auftragseingangs Inland übrig, von denen die Reihe 11 "Index des Auftragseingangs Inland, Investitionsgüterindustrien, 1962=100" und die Reihe 13 "Index des Auftragseingangs Inland, Maschinenbauindustrien, 1962=100" mit einem Lead von je vier Monaten für Wachstumsraten und fünf Monaten für "Relative Abweichungen..." besonders zu erwähnen sind. Allerdings ist zu beachten, daß die reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen der "Relativen Abweichungen..." wegen relativ starker Spektralampplituden im Frequenzband ω_1 zu groß sind.

Abbildung 27: Wachstumsraten der Reihe 9:

Index des Auftragseingangs, Industrie gesamt, Ausland, 1962=100, 1957-1970

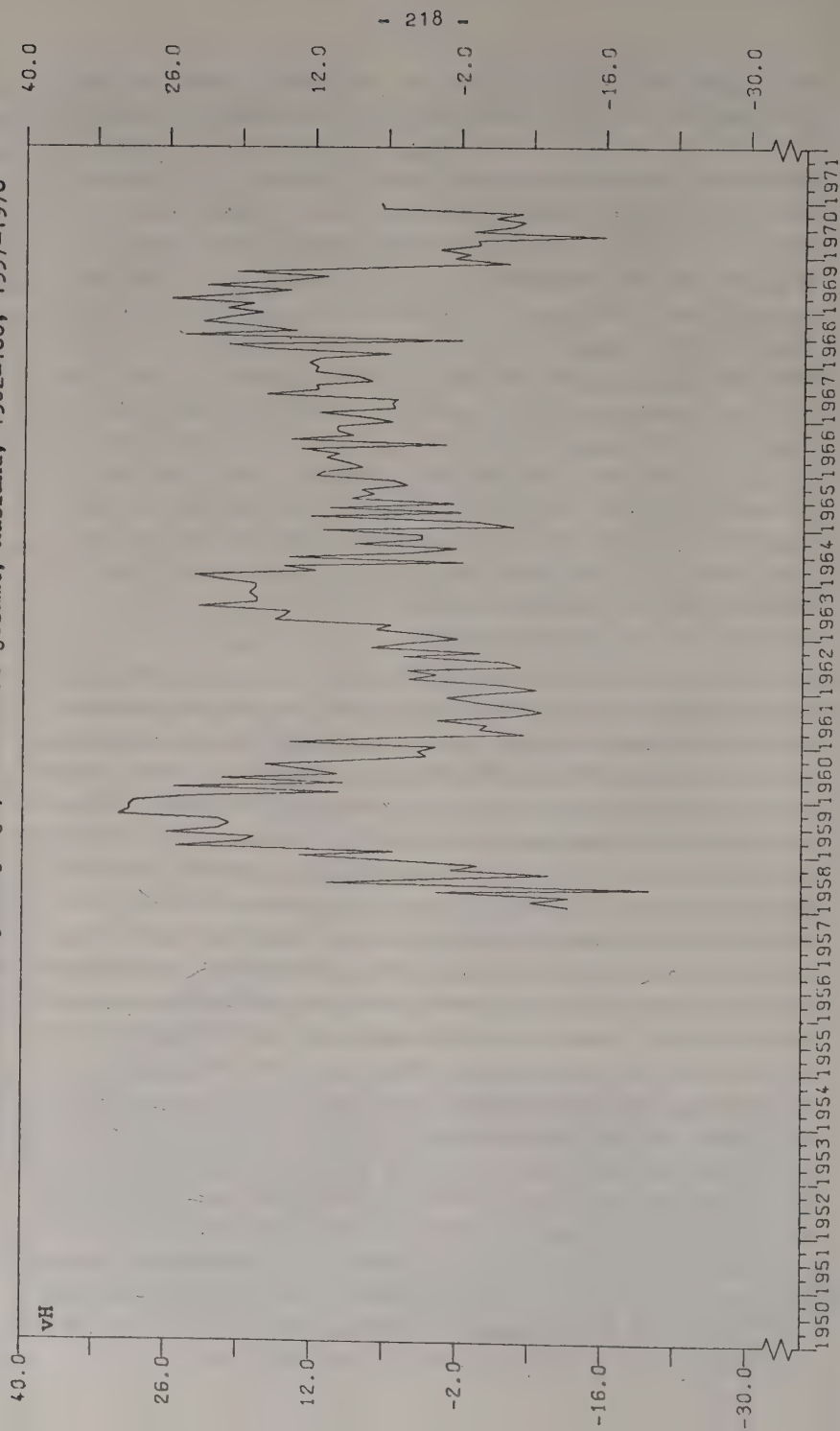
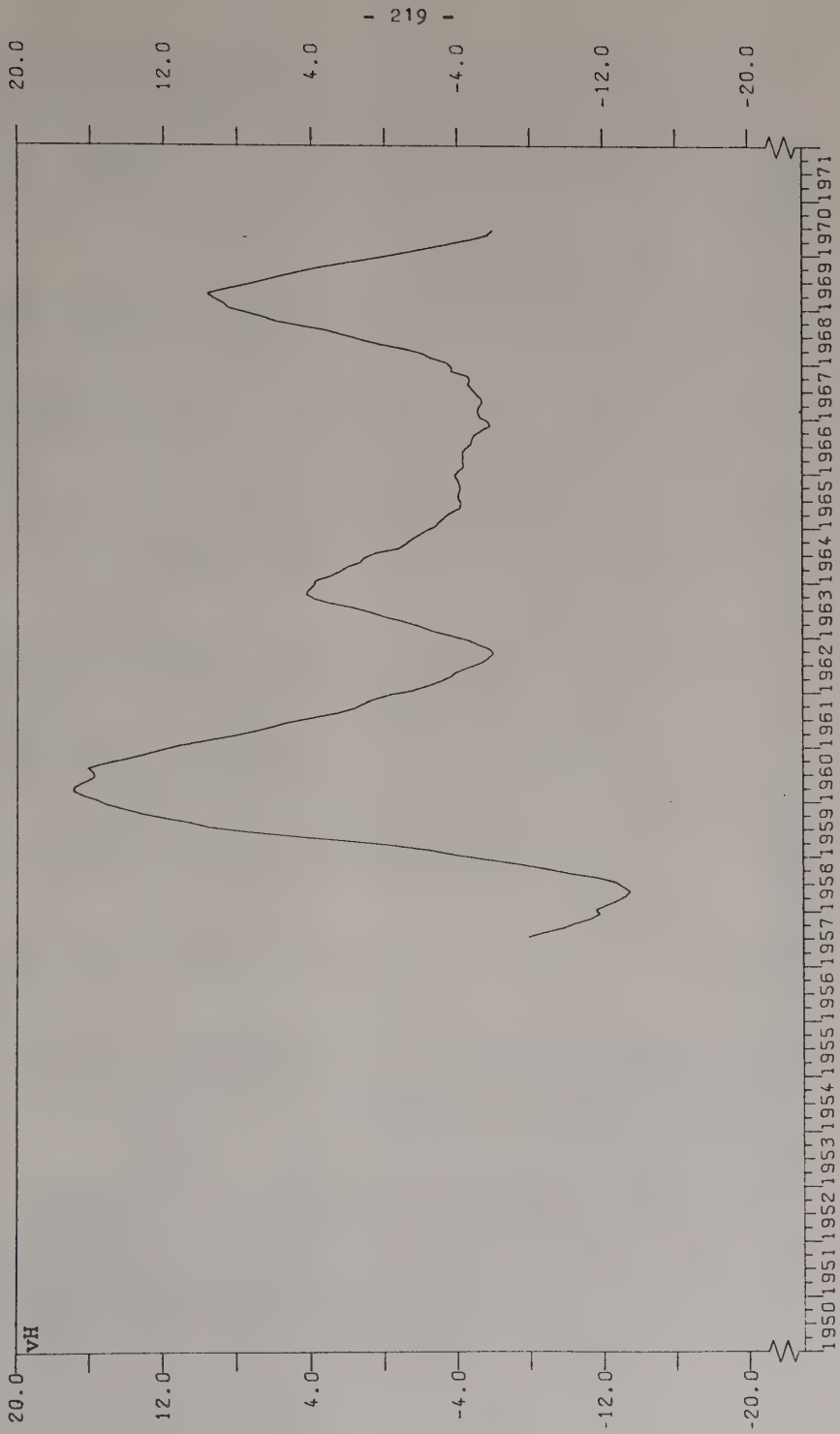


Abbildung 28: "Relative Abweichungen..." der Reihe 9:
Index des Auftragseingangs, Industrie gesamt, Ausland, 1962=100, 1957-1970



Von den übrigen Reihen zeigen erwartungsgemäß die Produktions- und Umsatzreihen nur geringe Phasenverschiebungen (kleiner als drei Monate) gegenüber der Bezugsreihe "Index der industriellen Nettoproduktion, gesamte Industrie ohne Bau und Energie", während die Löhne, Preise, der Verbrauch und die Masseneinkommen um ein bis zwei Jahre hinter der Produktion herlaufen.

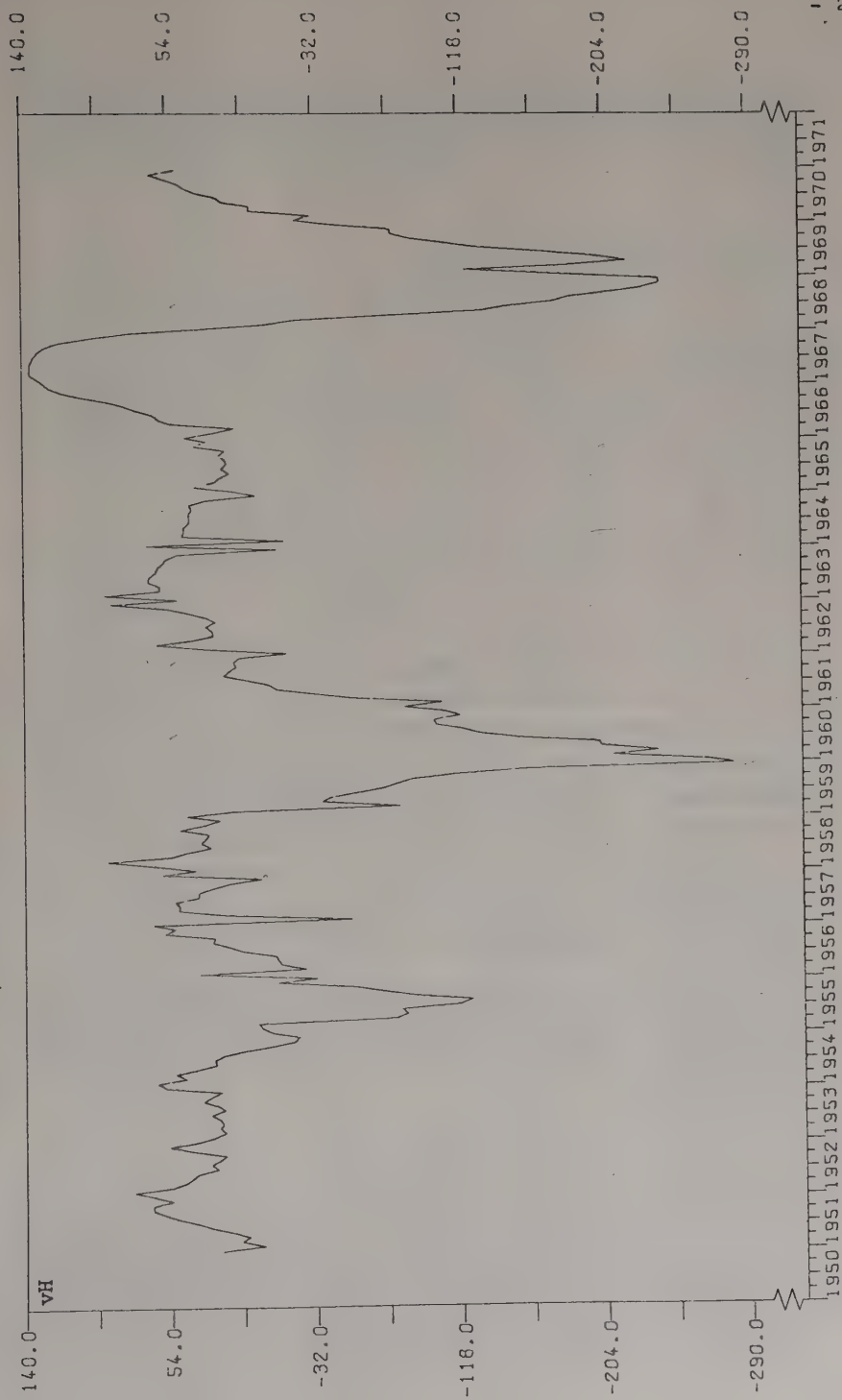
Aus den Schätzwerten für Reihe 18 "Arbeitslose zu offene Stellen" könnte man schließen, daß sie um etwa eine halbe Periode gegenüber der Gesamtkonjunktur verschoben sei, was ungefähr den Erwartungen entsprechen würde. Diese Schätzwerte trügen, denn sowohl bei der Bildung der Wachstumsraten als auch der "Relativen Abweichungen..." treten Quotienten auf, in denen der Nenner sehr klein ist, so daß sehr große Werte entstehen. Diese Werte bestimmen den Verlauf der Kovarianzreihen und der Spektren stark. Da die Schätzwerte keine Durchschnittsgrößen für das Beobachtungsintervall darstellen, dürfen sie auch nicht als solche interpretiert werden.

Die Interpretationsversuche haben gezeigt, daß einzelne Schätzwerte nur eine sehr geringe Aussagekraft haben. Auch Phasen- und Kohärenzschätzung zusammen genügen nicht immer, sondern es müssen die reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen, die Konjunktur-reagibilität und Konstruktion (Index, Verhältniszahl, Bereinigungs-verfahren usw.) der Reihen herangezogen werden, um die Zuverlässigkeit der Aussagen absichern zu können, soweit dieses aus den Schätzwerten der vorliegenden relativ kurzen Reihen überhaupt möglich ist.

Zusammenfassend kann zu den Möglichkeiten der Interpretation festgestellt werden:

1. Für konjunktur-reagible Reihen ist die Richtung der Phasenverschiebung (das Vorzeichen) als zuverlässig anzusehen.
2. Der Betrag der Phasenverschiebung ist ungenau, da er von der zentralen Frequenz des Konjunkturbandes abhängt, die nicht genau bekannt ist.
3. Die Phasenverschiebung besteht aus zwei Komponenten: einer Phasenverschiebung am Reihenanfang und einer im Analyseintervall entstandenen Verschiebung durch unterschiedliche Zyklenlängen und/oder unterschiedlich lange Auf- oder Abschwünge, die sich nicht trennen lassen. Die Interpretation als Mittelwert über das Analyseintervall, der zu allen Zeiten mit mehr oder weniger großen stochastischen Abweichungen vorhanden war, dürfte in vielen Fällen wegen der sich schnell verändernden

Abbildung 29: Wachstumsraten der Reihe 18:
Arbeitslose/Offene Stellen, 1950-1970



den ökonomischen Bedingungen (speziell der seit der Rezession 1967 aktiven Konjunkturpolitik der Bundesregierung) nicht haltbar sein. Ob eine Einstufung der Variablen nach den geschätzten Phasenverschiebungen die aktuellen und künftigen Folgerelationen im Konjunkturablauf richtig wiedergibt, ist daher zweifelhaft.

8. ZUSAMMENFASSUNG DER ERGEBNISSE

Die Analyse der Schätzmethoden und der Schätzwerte für die makro-ökonomischen Zeitreihen ergibt, daß die Schätzwerte für die Konjunkturkomponenten, deren mittlere Zyklenlängen $1/5$ bis $1/3$ der Länge der zu analysierenden Zeitreihen betragen, empfindlich auf zahlreiche reihenspezifische Eigenschaften reagieren. Um zuverlässige Schätzwerte zu erhalten, sind längere Zeitreihen erforderlich. Dieses Ergebnis bestätigt die Forderung Grangers:

"However the method requires data of at least seven times the length of the largest cycle one wishes to study for a proper determination to be made."¹⁾ Ob jedoch sieben und mehr Konjunkturzyklen unter den veränderlichen Umweltbedingungen zu "richtigen" Aussagen führen würden, muß bezweifelt werden. Da die Zeitreihen wegen des im Untersuchungszeitraum andauernden Wachstums und der mehr oder weniger hohen Inflationsraten fast alle zunehmende Tendenz zeigen, vermögen sie der Voraussetzung eines zeitunabhängigen Mittelwertes nicht zu genügen. Eine Anpassung an das spektralanalytische Modell ist erforderlich.

Als schwerwiegendste Mängel haben sich dabei herausgestellt:

1. Eine zuverlässige Trennung von "Trend-" und "Konjunkturkomponenten" läßt sich an den verfügbaren, relativ kurzen Reihen nicht durchführen.
2. Es läßt sich nicht prüfen, ob die Konjunkturkomponenten der bereinigten Reihen die Stationaritätsvoraussetzungen erfüllen, insbesondere homoskedastisch²⁾ zu sein (d.h. die Amplituden der Konjunkturkomponenten sind zeitunabhängig, die Beiträge der einzelnen Konjunkturzyklen zur Gesamtvarianz der Reihe sind konstant).

1) C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O. S. 17

2) "Die skedastische Gleichung gibt die bedingte mittlere quadratische Abweichung bzw. die bedingte Varianz einer Zufallsvariablen als Funktion der anderen. Ihre graphische Darstellung heißt skedastische Linie. Ist die bedingte Varianz konstant, so heißt die eine Zufallsvariable bezüglich der anderen homoskedastisch, anderenfalls heteroskedastisch verbunden."
J. Naas, H.L. Schmid: Mathematisches Wörterbuch Band 2, 3.Aufl., Berlin und Stuttgart 1967, S. 591

Unter Berücksichtigung der Tatsache, daß die Modellvoraussetzungen und die Eigenschaften der ökonomischen Zeitreihen (auch der bereinigten) nicht voll übereinstimmen, haben die Untersuchungen folgende Ergebnisse gebracht:

1. Die verwendeten Bereinigungsverfahren beeinflussen die spektral-analytischen Schätzwerte in unterschiedlicher Weise. Kreuzspektralschätzungen und Vergleiche der Schätzwerte der Autokovarianzanalyse dürfen nur zwischen den mit dem gleichen Verfahren bereinigten Reihen durchgeführt werden.
2. Die Autokovarianzanalyse liefert Schätzwerte, die auf individuelle Konjunkturverläufe mit unterschiedlichen reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen hinweisen. Eine gemeinsame Konjunkturzyklenlänge von etwa fünf Jahren für alle Reihen ist daher abzulehnen. B. Schips kommt in seiner Analyse der Wachstumsraten makroökonomischer Reihen zu dem gleichen Ergebnis: "Damit bestätigt sich, daß es korrekter ist, nicht von dem Konjunktur- oder Wachstumszyklus schlechthin zu sprechen, sondern von dem Konjunktur- oder Wachstumszyklus der jeweiligen Größe."
3. Die reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen sind stark von den Amplituden der einzelnen Konjunkturzyklen abhängig, da diese die Gewichte darstellen, mit denen die Zyklen in die Kovarianzschätzung eingehen.
4. Die Länge des Analyseintervalls, also die Anzahl der in die Schätzung einbezogenen Zeitreihenwerte, beeinflusst die Schätzwerte, wie die Verkürzung der seit 1950 vorliegenden Zeitreihen auf das Intervall 1954-1970 zeigt.
5. Die Phasenverschiebung in Bruchteilen eines Konjunkturzyklus ist relativ konstant, d.h. die Frage, ob es sich um einen Lead oder Lag handelt, ist ziemlich sicher zu beantworten. Die Umrechnung in Monate mit Hilfe der zentralen Frequenz des Konjunkturbandes kann aber bei Verwendung verschiedener Schätzparameter M zu erheblichen Abweichungen führen.
6. Die Kohärenzen sind wegen der Kürze der Reihen relativ hoch. Sie reagieren wenig auf Abweichungen der zentralen Periode des Konjunkturbandes von den reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen der beiden verglichenen Reihen, da sich Zähler und Nenner gleichsinnig ändern.
7. Sind die einzelnen Werte einer Zeitreihe Verhältniszahlen, so enthalten sie häufig Phasenverschiebungen, die sich ökonomisch nur schwer oder gar nicht deuten lassen. Das Ausmaß der Verschiebung ist vom Amplitudenverhältnis der beiden Konjunkturkomponenten und dem Betrag ihres tatsächlichen Leads oder Lags abhängig.

Die Schätzwerte zeigen also zahlreiche Einflüsse, die auf die Abweichungen der kurzen Reihen von den Stationaritätsvoraussetzungen zurückgehen. Hauptproblem bleibt die Anpassung der empirischen

1) Bernd Schips: "Ergebnisse einer Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung in der BRD von 1950-1971", a.a.O. S. 198

Reihen an das spektralanalytische Modell unter den beiden Forderungen, daß erstens die zu analysierenden Komponenten möglichst wenig beeinflußt werden und zweitens nicht zu viele Zeitreihenwerte verloren gehen. Die erste Forderung vermögen die Wachstumsraten nicht zu erfüllen, denn wie die "Transferfunktion" (Abb.14) zeigt, wird nicht nur der Trend ausgeschaltet, sondern einige Komponenten reduziert, die dem Konjunkturband zuzurechnen sind, während gleichzeitig andere Komponenten dieses Bandes verstärkt werden. Die Unterschiede in der Phasenverschiebung verschieden langer Schwankungen (reihenspezifischer Konjunkturzyklen) durch die Differenzenbildung entsprechender Jahreswerte so wie durch die Quotientenbildung bleiben unberücksichtigt. Die alleinige Verwendung von Wachstumsraten in einer Spektralanalyse führt zu einer Überbetonung der "Konjunkturkomponente" und zu verfälschten Schätzwerten.

Auch andere Bereinigungsverfahren sind problematisch. Der Einsatz relativ kurzer, gleitender Durchschnitte, ob zentriert oder nicht, führt nur zu einer Schätzung sogenannter "glatter Komponenten", so daß das Problem der Trennung von Trend und Konjunkturkomponenten bestehen bleibt.

Benutzt man lange, asymmetrische Filter, so entstehen unerwünschte Phasenverschiebungen. Aber auch Regressionsschätzungen über das gesamte Analyseintervall beeinflussen die Konjunkturkomponenten, im Gegensatz zu der Aussage: "It is known both from theory (cf. Blackman and Tukey ...) and experience that polynomial regression and subtraction does not affect to any worthwhile extent the spectral estimates of frequency bands other than the band centred on zero frequency, which it effectively removes."¹⁾ Die Konstruktion der Abweichungen von einer Regressionsfunktion zweiten Grades ist also nicht völlig frei von Einflüssen der Trendschätzung.

Insgesamt muß festgestellt werden, daß der stochastische Modellansatz bei so geringem "Stichprobenumfang" (3-5 Konjunkturzyklen) versagt. Die Durchschnittsbildung über den Analysezeitraum ist von den Abweichungen in Dauer und/oder Phase der Konjunkturzyklen mit hohen Schwankungsamplituden abhängig, wobei es gleichgültig ist, ob diese Differenzen auf stochastische und/oder wirtschaft-

¹⁾ C.W.J. Granger and M. Hatanaka: a.a.O. S. 136

liche, politische und soziologische Ursachen zurückgehen. Auf jeden Fall ist die Streuung (relativer Fehler) der Schätzwerte so groß, daß unter Berücksichtigung der zahlreichen Veränderungen in den ökonomischen Verhältnissen die Interpretation erschwert bzw. manchmal unmöglich wird.

Auch eine Verlängerung der Zeitreihen in der Zukunft verspricht keine wesentliche Verbesserung, da sich nicht nur die ökonomischen Bedingungen, sondern auch die ökonomischen Variablen selbst ändern. Eine lange ökonomische Zeitreihe zeigt nicht die Entwicklung der gleichen Größe an, wenn sie auch die gleiche Bezeichnung trägt. Schwankungen in der Größenordnung der derzeitigen Konjunkturbewegungen werden mit großer Wahrscheinlichkeit auch in Zukunft auftreten. Daß sie aber nur stochastische Abweichungen vom Verlauf in der Vergangenheit aufweisen, also eine Fortsetzung mit zufälligen Störungen darstellen, d.h. zu einer Realisation des gleichen stochastischen Prozesses gehören, ist nicht sehr wahrscheinlich.

Die Fälle, in denen die Abweichungen der Zeitreihen vom stationären, stochastischen Modell gering sind, bzw. in denen geeignete Transformationen der Originalreihen in dem Modell angepaßte Reihen durchgeführt werden konnten, bringen eine relativ gute Übereinstimmung zwischen den Spektralschätzungen und den Ergebnissen der deskriptiven Zeitreihenanalyse. Wegen der relativen Kürze der Reihen kann nicht entschieden werden, ob im Beobachtungsintervall keine starken Störungen wirksam waren oder mehrere Störungen sich so ausgeglichen oder ergänzt haben, daß ein "stationärer" Konjunkturverlauf entstanden ist. Es handelt sich immer nur um Schätzwerte für das relativ kurze Beobachtungsintervall, eine Interpretation als zeitunabhängige Lead-Lag-Struktur der Konjunkturbewegungen (mit stochastischen Abweichungen in den einzelnen Konjunkturzyklen) läßt sich daher nicht rechtfertigen. Diese aus den kurzen Reihen ermittelten Ergebnisse sind theoretisch nicht gesichert, da die Schätzmethoden längere Reihen (mindestens sieben Zyklen) erfordern.

Eine ausreichende Übereinstimmung zwischen Modell und erfaßten Daten besteht weder für die vorliegenden kurzen Reihen, noch wird sie in Zukunft für längere Reihen erreicht werden. Die Spektral-

analyse ist als alleinige Methode für die Untersuchung der Konjunkturkomponenten in ökonomischen Zeitreihen ungeeignet. Dies schließt jedoch nicht aus, daß sie bei sorgfältiger Beachtung der zahlreichen Fehlerquellen Ergebnisse liefern kann, die die Erkenntnisse aus anderen Untersuchungen stützen oder ergänzen.

A. EIGENSCHAFTEN DES „INDEX DER INDUSTRIELLEN NETTOPRODUKTION“ UND DES „INDEX DES AUFTRAGSEINGANGS“

Diese beiden Reihen werden gewählt, weil der "Index der industriellen Nettoproduktion" in fast allen Konjunkturanalysen als Indikator für die Konjunkturbewegungen der gesamten Volkswirtschaft angesehen wird. Da man aber für eine Konjunktursteuerung möglichst früh die konjunkturelle Situation erkennen muß, um überhaupt regulierend eingreifen zu können, sind solche ökonomischen Variablen von besonderer Bedeutung, von denen zu erwarten ist, daß sie dem durch die Produktion gemessenen Konjunkturverlauf vorauslaufen. Die Auftragserteilung erfolgt in vielen Fällen vor der Produktion, bzw. die Produktion wird an die Auftragslage angepaßt. Falls dieser produktionstechnische Zusammenhang so stark ist, daß er sich in den Indizes bemerkbar macht, müßten die Indizes des Auftragseingangs die Konjunkturbewegungen etwas früher durchlaufen als z. B. die Indizes der industriellen Nettoproduktion.

Die Eigenschaften der Indexreihen lassen sich am besten untersuchen, wenn man von der Zielsetzung der Indizes ausgehend an den vier Hauptfragen¹⁾ der Indextheorie

1. Qualitätsproblem (Reihenauswahl),
2. Quantitätsproblem (Gewicht),
3. Zeitproblem (Wahl des Basisjahres) und
4. Formelproblem (Wahl der Gewichtsperiode)

prüft, wie gut diese Ziele durch die praktische Indexberechnung erfüllt werden.

A.1. INDEX DER INDUSTRIELLEN NETTOPRODUKTION

"Die Aufgabe des Produktionsindex ist es, kurzfristig unter Ausschaltung der Preisveränderungen die Entwicklung der Nettoleistung der einzelnen Industriezweige und der Gesamtindustrie zu messen"²⁾.

¹⁾ Vgl. Asta Hampe: Statistik für Betriebswirte 1, in Sammlung Poeschel, Bd. P41, Stuttgart, 2. Aufl. 1972, S. 58 ff.

²⁾ Gerhard Meier: Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1962, in: WiSta, 20. Jg. N. F., 1968, S. 137; im folgenden zitiert als: "Neuberechnung INP 1962".

Eine andere Definition der Zielsetzung lautet: "Der ökonomische Tatbestand, der mit dem Index erfaßt werden soll, ist die Entwicklung der Nettoproduktion, d. h. der eigenen Leistung der zur "Industrie" zusammengefaßten Betriebe gemessen zu den konstanten Preisen des Basisjahres"¹⁾.

Vor der Untersuchung der vier Probleme der Indexberechnung müssen die beiden Begriffe "Industrie" und "Nettoproduktion" definiert werden. Nur mit Hilfe der Definition:

"Industrie = Produzierendes Gewerbe
minus produzierende Handwerksrollen-Betriebe
minus produzierendes Kleingewerbe
plus handwerklich-industrielle Betriebe
überwiegend industriellen Charakters"²⁾

ist die folgende Abgrenzung des Erhebungsbereichs für den ersten Index der industriellen Nettoproduktion verständlich: "Der Bereich, den der Neuberechnete Produktionsindex erfaßt, ist die Industrie der Bundesrepublik Deutschland als Summe derjenigen Betriebe, die mit Hilfe der Arbeitsstättenzählung von 1950 als Industriebetriebe ermittelt wurden, zuzüglich der nach 1950 neu entstandenen und von der Industriestatistik erfaßten Betriebe"³⁾. Diese Ausgangsbasis ist in den industriestatistischen Abteilungen der Statistischen Landesämter in Form einer Industriekartei aufgrund der Daten des Industrieberichts für Kleinbetriebe und der Meldungen der Gewerbeämter über Neuanmeldungen und Schließungen von Betrieben aktuell gehalten worden. Außerdem ließen sich in größeren Abständen die fortgeschriebenen Industriekarteien durch die im Rahmen der Volkszählungen durchgeführten Arbeitsstättenzählungen kontrollieren und korrigieren⁴⁾.

-
- 1) W. Rüdiger: Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion, in: WiSta, 8. Jg. N. F., 1956, S. 132; im folgenden zitiert als: "Neuberechnung INP 1950".
 - 2) Kurt Werner: Die Industriestatistik der Bundesrepublik Deutschland, Berlin, 2. Aufl. 1965, S. 52 ff; im folgenden zitiert als: "Die Industriestatistik".
 - 3) W. Rüdiger: Neuberechnung INP 1950, S. 129.
 - 4) Vgl. hierzu Kurt Werner: "Die Industriestatistik der Bundesrepublik Deutschland", Berlin, 2. Aufl. 1965, S. 25.

"Von den Betrieben, die in dem Bereich "Industrie" zusammengefaßt wurden, werden teils Güter, teils Dienstleistungen produziert und an den Markt gebracht. Will man die Nettoproduktion, d. h. die eigene Leistung der Industrie vollständig erhalten, so muß die gesamte wirtschaftliche Tätigkeit dieser industriellen Betriebe, auch wenn sie sich neben der Gütererzeugung z. B. auf Verkehrsleistungen oder Handelstätigkeit erstreckt, erfaßt werden. Die industrielle Nettoproduktion, deren Entwicklung im Index gemessen werden soll, bezieht sich also auf jede Art von Gütererzeugung und Dienstleistungen, sofern sie in einem industriellen Betrieb durchgeführt wird"¹⁾.

Die statistische Ermittlung der Nettoproduktion geht zweckmäßig vom Umsatz aus, da hierüber die meisten zuverlässigen Daten verfügbar sind. Addiert man zum Umsatz einer Periode die Bestandsveränderungen an fertigen und halbfertigen Erzeugnissen und den Wert der selbst-erstellten Anlagen, so erhält man den Bruttoproduktionswert. Dieser Wert enthält die Vorleistungen anderer Betriebe, die aus bezogenen Materialien (Rohstoffe, Hilfs- und Betriebsstoffe, Energie) und vergebenen Lohnarbeiten bestehen. Subtrahiert man den Wert dieser Vorleistungen vom Bruttoproduktionswert, so erhält man den Nettoproduktionswert.

Der so ermittelte Nettoproduktionswert enthält noch einige Größen, die ihn von der tatsächlichen Nettoleistung (Wertschöpfung) der Betriebe abweichen lassen. Dieser Zusammenhang läßt sich am übersichtlichsten an einem Produktionskonto darstellen, wie es in der Sozialproduktberechnung verwendet wird.

¹⁾ W. Rüdiger: "Neuberechnung INP 1950", a.a.O., S. 129.

Schema eines Produktionskontos¹⁾

Aufwand	Ertrag
1. Materialverbrauch (Roh-, Hilfs-, Betriebsstoffe, Energie), vergebene Lohnarbeiten, Handelsware	6. Umsatz (Erzeugnisse, Dienstleistungen, Handelsware)
2. "sonstige Vorleistungen" (Instandhaltung, Büromaterial, Postgebühren usw.)	7. Bestandsveränderungen (*) an fertigen und halbfertigen Erzeugnissen
3. Abschreibungen	8. Selbsterstellte Anlagen
4. Indirekte Steuern (Subventionen)	
5. Wertschöpfung (u. a. Löhne und Gehälter, Fremdkapitalzinsen, Betriebsgewinn)	
Bruttoproduktionswert	Bruttoproduktionswert

Man erkennt sofort, daß im Nettoproduktionswert, wie er in der Industriestatistik verwendet wird, noch die Posten 2 bis 5 der Aufwandsseite enthalten sind. Eine Zusammenfassung der Nettoproduktionswerte der Betriebe zu solchen für Industriezweige, -gruppen und die gesamte Industrie führt zu Doppelzählungen der Position 2. In Anbetracht des geringen Prozentsatzes am Bruttoproduktionswert (durchschnittlich 6 vH)²⁾ und der Schwierigkeiten der statistischen Erfassung kann und muß diese Ungenauigkeit in Kauf genommen werden.

Im Rahmen des industriestatistischen Erhebungssystems dienen die Betriebe (=örtliche Einheiten) als Erhebungseinheiten. Aus den Nettoproduktionswerten für einzelne Betriebe müssen die Nettoproduktionswerte für Industriezweige und -gruppen sowie die gesamte Industrie gebildet werden. Die Zuordnung der Betriebe zu den Industriezweigen erfolgt nach dem Schwerpunkt ihrer Erzeugung. Zu einer Industrie-Gruppe gehören also diejenigen Industriebetriebe, deren Tätigkeit überwiegend in der Herstellung von Erzeugnissen besteht, die im Warenverzeichnis zur Industriestatistik dieser Industrie-Gruppe zugeordnet sind³⁾.

1) Kurt Werner: "Die Industriestatistik", a.a.O., S. 110.

2) Kurt Werder: "Die Industriestatistik", a.a.O., S. 111.

3) W. Rüdiger: "Neuberechnung INP 1950", a.a.O., S. 129.

A.1.1. QUALITÄTSPROBLEM (REIHENAUSWAHL)

Dieses Problem stellt sich für die Berechnung der Indizes der industriellen Nettoproduktion einmal in der Reihenauswahl für die Basisjahre und zum anderen in der Reihenauswahl für die Fortschreibungsreihen zwischen den Basisjahren.

In größeren zeitlichen Abständen 1950/1958/1962 wurden die Nettoproduktionswerte für alle Industriebetriebe mit 10 und mehr Beschäftigten ermittelt. Um die notwendigen Daten zu erhalten, mußten die Ergebnisse mehrerer Erhebungen herangezogen werden. Für das Basisjahr 1950 waren es die Arbeitsstättenzählung, die Zusatzerhebung zum Industriebericht und eine Kostenstrukturerhebung auf repräsentativer Grundlage, die alle auf das Jahr 1950 abgestellt waren¹⁾. Die Ermittlungen der Nettoproduktionswerte für 1958 beruhten auf einer 1960 zusammen mit der Zusatzerhebung zum Industriebericht auf freiwilliger Grundlage durchgeführten Umfrage²⁾. Die Unterlagen für die Neuberechnung der Nettoproduktionswerte für Betriebe sind im Rahmen der Ergebnisse des Industriezensus 1962 angefallen³⁾.

Die Zusammenfassung der Nettoproduktionswerte für Betriebe zu Nettoproduktionswerten für Industriezweige und deren Aggregate erfolgt nach dem Schwerpunkt ihrer Erzeugung. Das Zuordnungsproblem ist auf dieser Stufe durch das Warenverzeichnis für die Industriestatistik gelöst. Da die Erhebung der Nettoproduktionswerte nur jährlich erfolgen kann (Feststellung der Betriebsgewinne bzw. Verluste, des Materialverbrauches, der Werte der Bestände usw.), aber eine kurzfristige Ermittlung der Nettoproduktionswerte beabsichtigt ist, müssen die Nettoproduktionswerte der Basisjahre durch kurzfristig verfügbare Ersatzreihen fortgeschrieben werden. Hier ist eine Auswahl der Reihen zu treffen, die die Entwicklung der Nettoproduktion der einzelnen Industriezweige möglichst gut beschreiben.

1) W. Rüdiger: "Neuberechnung INP 1950", a.a.O., S. 130.

2) Gerhard Meier: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1958", in: WiSta 1965, 17. Jg. N. F., S. 149; im folgenden zitiert als: "Neuberechnung INP 1958".

3) Gerhard Meier: Neuberechnung INP 1962, a.a.O., S. 137.

Für die Fortschreibung werden fünf verschiedene Reihenarten herangezogen. Aus dem Produktionseilbericht stammen zwei Reihen des Produktionsausstoßes:

1. Mengen der Produktion einzelner Güter oder Gütergruppen,
2. Werte der Produktion einzelner Güter oder Gütergruppen.

Der monatliche Industriebereich liefert die restlichen drei Reihen:

3. Umsätze einzelner Warenarten,
4. geleistete Arbeitsstunden,
5. Mengen des Materialverbrauches.

Die Tabelle 3a gibt einen Überblick über die Zusammensetzung der Fortschreibungsreihen in den verschiedenen Zeiträumen zwischen den Basisjahren. Die Veränderungen und Erweiterungen beruhen z. T. darauf, daß neue Güter in die Produktionsstatistik einbezogen wurden. Außerdem werden die einzelnen Reihen auf die Stabilität ihres Repräsentationsgrades geprüft, d. h. "Wenn also z. B. der Anteil des Wertes der ausgewählten Eilberichtsreihen am Wert aller Erzeugnisse aus der vierteljährigen Produktionserhebung konstant über mehrere Jahre hinweg 50 % beträgt, so wären diese Reihen besser geeignet als eine Reihenauswahl, die 1956 90 % und im Jahre 1961 nur noch 80 % ergibt."¹⁾ Entscheidender als die Repräsentation des Bruttoproduktionswertes für die Eignung der Reihen wäre eine Überprüfung, ob gleichbleibende Relationen zwischen der Nettoproduktion und den einzelnen Hilfsreihen angenommen werden dürfen. Da aber nur Nettoproduktionswerte für die Basisjahre ermittelt wurden, ist eine entsprechende Kontrolle der Fortschreibung nicht möglich²⁾.

Eine Darstellung, welche der Reihen zur Fortschreibung jedes Industriezweiges herangezogen werden, kann hier nicht erfolgen, denn "im ganzen werden 71 Indexgruppenreihen für einzelne Industriezweige berechnet und veröffentlicht"³⁾. Sie sind in 4 Abteilungen zusammengefaßt: Bergbau, verarbeitende Industrie, Energieversorgungsbetriebe, Bauindustrie, ... Die verarbeitende Industrie ist wieder in 4 besonders für die Konjunkturbeobachtung interessante Hauptgruppen unterteilt: Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien, Investitionsgüterindustrien, Verbrauchsgüterindustrien, Nahrungs- und Genußmittelindustrien⁴⁾.

1) Gerhard Meier: Neuberechnung INP 1958, a.a.O., S. 154.

2) W. Rüdiger: Neuberechnung INP 1950, a.a.O., S. 132.

3) In Fachserie D "Industrie und Handwerk", Reihe 2 (monatlich).

4) Kurt Werner: "Die Industriestatistik", a.a.O., S. 131.

Tabelle 3a: Anzahl und Gewicht der Fortschreibungsreihen des INP

Art der Fortschreibungsreihen	Anzahl der Fortschreibungsreihen			fortgeschriebener Anteil in vH des Nettoproduktionswertes		
	1950 ¹⁾	1958 ²⁾	1962 ³⁾	1950 ¹⁾	1958 ²⁾	1962 ³⁾
Mengen des Produktionsausstoßes	340	392	373	74.8	69.4	68.4
Werte des Produktionsausstoßes	10	38	47	2.8	10.5	13.3
preisbereinigte Umsätze	18	24	19	10.1	9.4	8.9
geleistete Arbeiterstunden	9	12	10	5.6	6.6	5.9
Rohstoffverbrauch	6	10	10	6.7	4.1	3.5
Summe	383	476	459	100	100	100

Quellen: 1) W. Rüdiger: "Neuberechnung INP 1950", a.a.O., S. 135.
 2) G. Meier : "Neuberechnung INP 1958", a.a.O., S. 154.
 3) G. Meier : "Neuberechnung INP 1962", a.a.O., S. 141.

Tabelle 3b: Gewichte der Industriegruppen des Index der industriellen Nettoproduktion

Industriegruppe für die Indexberechnung	Gewichte (Nettoproduktionswerte) der Industriegruppen in % des Gesamtnettowertes		
	1950	1958	1962
Bergbau	7.68	7.86	5.95
Verarbeitende Industrie	85.30	84.15	85.41
Grundstoff- und Produktionsgüter-Industrien	23.87	25.42	25.33
Investitionsgüter-Industrien	23.18	29.63	32.76
Verbrauchsgüter-Industrien	21.68	16.64	16.39
Nahrungs- und Genussmittel-Industrien	16.57	12.46	10.93
Öffentliche Energieversorgung	4.52	4.40	4.18
Bauindustrie	2.50	3.39	4.46

Quelle: Gerhard Meier: "Neuberechnung INP 1962", a.a.O., S. 139.

A.1.2. DAS QUANTITÄTSPROBLEM

Das Gewichtsproblem ist in der Berechnung des Index der industriellen Nettoproduktion am schwierigsten zu lösen, denn erhoben werden Daten für einzelne Betriebe, zu berechnen sind Indizes für Industriezweige und daraus gebildete Aggregate. In den in größeren Abständen erfolgenden Nettoproduktionserhebungen ist dieses Problem noch relativ leicht zu lösen, da die Zuordnung der Betriebe zu einzelnen Industriezweigen nach dem Schwerpunkt ihrer Produktion festliegt. Zu den entsprechend addierten Nettoproduktionswerten der einzelnen Betriebe eines Industriezweiges ist lediglich ein nach Industriezweigen schwankender Anteil für Kleinbetriebe hinzuzufügen. Die so berechneten prozentualen Beiträge jedes Industriezweiges zum Nettoproduktionswert der gesamten Industrie im Basisjahr bilden für den nachfolgenden Fortschreibungszeitraum die Gewichte zwischen den Industriezweigen.

Problematischer ist die Gewichtung der einzelnen Fortschreibungsreihen. Hier sind besonders zwei Gesichtspunkte zu berücksichtigen.

1. Die Fortschreibungsreihen werden für einzelne Güter oder Gütergruppen ermittelt. In vielen Fällen erfolgt die Produktion nicht nur in den Industriezweigen, in denen die Waren hauptsächlich hergestellt werden, so daß Abweichungen zwischen erfaßtem Produktionsausstoß, Umsatz usw. eines Gutes und seiner Erzeugung in dem Industriezweig bestehen. Zur Fortschreibung sind nur solche Reihen geeignet, für die diese Differenzen klein sind, so daß diese Reihen wirklich die wirtschaftliche Entwicklung innerhalb eines Industriezweiges repräsentieren.
2. Für die ausgewählten Fortschreibungsreihen, die die Entwicklung der Bruttoproduktion beschreiben, müssen die Beiträge zum Nettoproduktionswert eines Industriezweiges bestimmt werden. Dies geschieht mit Hilfe der Nettoquoten (Nettoproduktionswert zu Bruttoproduktionswert) der sogenannten "reinen" Betriebe¹⁾. Indem diese Nettoquoten auf die gesamte Erzeugung der entsprechenden Produkte übertragen werden, ist eine Verbindung zwischen den Nettoproduktionswerten institutioneller Einheiten und den Warenreihen im Gewichtsschema hergestellt. Aus dem Produkt Nettoquote x Bruttoproduktionswert im Basisjahr einer Fortschreibungsreihe ergibt sich der Nettoproduktionswert des

1) Anm.: Die Definition eines "reinen" Betriebes ist nicht eindeutig, "reiner" Betrieb=Betrieb, in dem ein Erzeugnis mindestens 70 % der Gesamtproduktion erreicht, Gerhard Meier: "Neuberechnung INP 1958", a.a.O., S. 154, "wenn das betreffende Erzeugnis mehr als 75 vH des Gesamtumsatzes ausmacht", W. Rüdiger: "Neuberechnung INP 1950", a.a.O., S. 135.

entsprechenden Erzeugnisses. Der Anteil des so berechneten Nettoproduktionswertes einer Fortschreibungsreihe an der entsprechenden Summe für alle Fortschreibungsreihen eines Industriezweiges ist das Gewicht innerhalb des Industriezweiges. Da die Summe der Nettoproduktionswerte der Fortschreibungsreihen nicht mit dem aus den Nettoproduktionswerten der Betriebe berechneten Wert des Industriezweiges übereinstimmt, wird der Nettoproduktionswert des Industriezweiges des Basisjahres entsprechend den Anteilen der Fortschreibungsreihen aufgeteilt. Mit diesem Verfahren der Repräsentativgewichtung hat man die Gewichte der Fortschreibungsreihen innerhalb der Industriezweige und der höheren Aggregationsstufen gefunden. Die Fortschreibung des durch die einzelne Reihe repräsentierten Nettoproduktionswertes der Basisperiode besteht in einer einfachen Multiplikation dieses Wertes mit der Veränderung der Fortschreibungsreihe (Wert der Berichtsperiode zu Wert der Basisperiode) gegenüber der Basisperiode.

Neben den durch die Unterschiede in der Auswahl der Fortschreibungsreihen entstandenen Änderungen der Indexberechnung haben die Strukturveränderungen der deutschen Wirtschaft das Gewichtsschema für die einzelnen Industriezweige stark beeinflusst. Die Tabelle 3b zeigt für die Industrie in der Gliederung in die 4 Abteilungen und die 4 Hauptgruppen der verarbeitenden Industrie die von Basisjahr zu Basisjahr eingetretenen Verschiebungen in den Beiträgen zum Nettoproduktionswert der gesamten Industrie.

A.1.3. WAHL DES BASISJAHRES

Nach den heutigen Vorstellungen sollte das Basisjahr "ein 'Normaljahr' sein, ein Jahr ruhiger, stetiger wirtschaftlicher Entwicklung"¹⁾. Diese Forderung wurde nicht immer gestellt. Der Völkerbund hat die Jahre 1929 und 1937 für die Indexberechnungen zugrunde gelegt, weil sie Gipfelpunkte im internationalen Konjunkturverlauf darstellen²⁾. Die besondere Eignung der konjunkturellen Spitzen begründet Fürst 1951 bei der Wahl des Basisjahres 1950: "Die gegenseitigen Relationen (der Wirtschaftsvorgänge) kann man sich für den Gipfelpunkt eines Konjunkturzyklus viel leichter vergegenwärtigen. Ein solcher Gipfelpunkt bedeutet ganz grob umrissen: höchster erreichter Produktionsstand, größte Beschäftigtenzahl, niedrigste Arbeitslosenzahl, höchster Stand der Arbeitseinkommen und der sonstigen Einkommen, hohe Steuereinnahmen, geringe Wohlfahrts- und Fürsorgelasten des Staates, hohe Umsätze, verhält-

1) Asta Hampe: Statistik für Betriebswirte 1, a.a.O., S. 60.

2) Gerhard Fürst: "Zur Wahl eines einheitlichen Basiszeitraumes für Indexberechnungen", in: WiSta 1951, 3. Jg. N. F., S. 138.

nismäßig hohe Preise und Löhne und so weiter. Aus dem gesagten ergibt sich, daß der zuletzt erreichte Höchststand einer Wirtschaft das geeignetste Basisjahr ist."¹⁾ Unter diesen Gesichtspunkten wird es nicht als störend empfunden, daß durch die Koreakrise in der zweiten Jahreshälfte 1950 eine unerwartet starke Ausweitung der Produktion eintrat, die den Index der industriellen Produktion im November 1950 auf Basis 1936 auf über 130 steigen ließ, während der Jahresdurchschnitt 1950 bei 109 lag, der damit durchaus noch nicht einem mit den vorhandenen Kapazitäten und Arbeitskräften erreichbaren Höchststand entsprach."Es ist aber der Jahreszeitraum, der sich in einem solchen Höchststand in der Nachkriegszeit am stärksten nähert, was ihn aus Gründen des Vergleichs mit anderen Wirtschaftsvorgängen als Ausgangspunkt empfiehlt"²⁾.

Das Jahr 1950, für das die ersten Nettoproduktionswerte nach dem zweiten Weltkrieg erhoben wurden, ersetzte das Basisjahr 1936. Die für 1950 trotz Mängel ermittelten Gewichte erlaubten eine zuverlässigere Fortschreibung als die wegen der eingetretenen Gebiets- und Strukturveränderungen völlig veralteten Gewichte des Jahres 1936. Aus methodischen Gründen wäre es wünschenswert gewesen, das Jahr 1954 als neues Basisjahr einzuführen, um die Sondereinflüsse³⁾, denen das Jahr 1950 ausgesetzt war, auszuschalten. Für die Analyse des Index der industriellen Nettoproduktion ist es daher recht ungünstig, daß erst 1965 eine Anpassung an die veränderten Strukturen des bereits wieder veralterten Basisjahres 1958 erfolgte. Wie groß die Unterschiede sind, geht aus Tabelle 3b hervor; z.B. ist der Beitrag der Verbrauchsgüterindustrien zum Nettoproduktionswert der gesamten Industrie von 21,7 vH auf 16,6 vH gefallen, während die Investitionsgüterindustrien ihren Anteil von 6,45 vH auf 29,63 vH steigern konnten. Diese Prozentsätze sagen wenig über die absolute Entwicklung aus, denn in allen Industriegruppen ist die Produktion gestiegen.

-
- 1) Gerhard Fürst: "Zur Wahl eines einheitlichen Basiszeitraumes für Indexberechnungen", in: WiSta 1951, 3. Jg. N. F., S.
 - 2) Ebenda S. 142.
 - 3) Vgl. W. Rüdiger: "Neuberechnung INP 1950", a.a.O., S. 131, z.B. Koreakrise, Kleine Steuerreform, erst ab 1952 einheitliche Industriestatistik im damaligen Bundesgebiet.

Die Entscheidung, 1958 als Basisjahr für die Indexberechnung heranzuziehen, wurde bereits 1959/60 getroffen. Als Auswahlkriterien dienten hauptsächlich:

1. Das Basisjahr sollte zeitnahe sein.
2. Im Basisjahr sollten besonders die Preis- und Lohnbewegungen möglichst gering sein¹⁾.

Aus diesen Gründen wurde 1958 als "das am wenigsten ungeeignete Jahr als neue Basis für die Indexberechnung grundsätzlich akzeptiert."²⁾ Da das Statistische Amt der Europäischen Gemeinschaft das Jahr 1958 - das erste Jahr nach Inkrafttreten der Europäischen Wirtschaftsgemeinschaft - zum Basis- und Bezugsjahr für die Statistik der Gemeinschaft wählte, empfahl sich das Basisjahr 1958 auch für die deutsche Statistik³⁾.

Wichtige Neuerungen für die Indizes der industriellen Nettoproduktion sind die Gebietsänderungen durch die Einbeziehung des Saarlandes und West-Berlins. Obwohl die Übergangszeit zur wirtschaftlichen Eingliederung des Saarlandes in das Bundesgebiet erst am 5. Juli 1959 ablief, wurde das Saarland bereits in die Berechnungen der Indizes der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1958 einbezogen. Durch die Bestimmung der Gewichte, die nur aus den Umsätzen des Saarlandes für 1960 geschätzt werden konnten, da 1958 im Saarland

1. die Franc-Währung galt,
2. ein anderes Steuersystem bestand,
3. die fachliche Abgrenzung der Industriezweige nicht mit der im Bundesgebiet übereinstimmte,
4. abweichende Strukturen in einigen Industriezweigen des Saarlandes von denen der BRD vorlagen,

verzögerte sich die Einführung der Basis 1958 erheblich. Jedoch kann von den mit aller Sorgfalt für das Jahr 1958 ermittelten saarländischen Nettoproduktionswerten angenommen werden, daß sie die Nettoproduktionsindizes für die BRD nicht oder nur unwesentlich verfälschen, da sie in vielen Fällen nur einen geringen Anteil haben. Bei den wenigen bedeutenden Zweigen (Kohlenbergbau, eisen-

1) Gerhard Fürst: "Zur Wahl des Basisjahres 1958 für Indexberechnungen", in: WiSta 1961, 13. Jg. N. F., S. 8.

2) Ebenda S. 7.

3) Ebenda S. 7.

schaffende Industrie) wurden Spezialuntersuchungen und besondere Kontrollrechnungen durchgeführt¹⁾.

West-Berlin wurde auf der Basis 1958 noch nicht vollständig in die Indexberechnung aufgenommen, da eine Einbeziehung erst in die Indizes auf der Basis 1962 erfolgen sollte. "Um jedoch dem dringenden Bedürfnis nach einer möglichst baldigen Einbeziehung der Berliner Produktion in den Bundesindex zu entsprechen, mußte das Statistische Bundesamt bereits in der Neuberechnung auf Basis 1958 Berlin berücksichtigen."²⁾ Diese Einbeziehung erfolgte nur für jene Zweige, in denen die Berliner Produktion eine wesentliche Rolle spielte, so daß nur die Ergebnisse einschließlich West-Berlin für die gesamte Industrie und für einige Industriezweige veröffentlicht wurden. Dies geschah aber von 1959 bis 1962 nur als Jahreswerte und erst ab Januar 1963 als monatliche Indizes auf Basis 1958.

Als drittes Basisjahr im Untersuchungszeitraum für den Index der industriellen Nettoproduktion wurde das Jahr 1962 gewählt. Diese Entscheidung fiel hauptsächlich aus erhebungstechnischen Gründen, denn für 1962 waren Nettoproduktionswerte für Betriebe im Rahmen eines umfassenden Industriezensus ermittelt worden, und alle übrigen amtlichen Indexberechnungen beruhen auf diesem Jahr. Aus der Tatsache, daß 1962 zwischen den beiden wirtschaftlichen Spitzenjahren 1960 und 1964 liegt, die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung 1962 in ruhigen Bahnen verlief und auch in der Industrie eine Periode der Konsolidierung eintrat, wird abgeleitet, daß das Jahr 1962 ein "normales" Jahr - frei von ausgeprägten Sondereinflüssen - sei³⁾, Wesentliche methodische Änderungen außer der völligen Integration West-Berlins wurden auf Basis 1962 nicht vorgenommen.

Die Kriterien, die zur Wahl der einzelnen Basisjahre herangezogen wurden und die Interpretation der Eigenschaften der Basisjahre zeigen deutlich, welchen Weg die Überlegungen zur Bestimmung einer Basis für die Indexberechnung in der Nachkriegszeit gegangen sind: 1950 wurde noch als ein Jahr ausgewählt, das erstmals wieder ein

1) Gerhard Meier: "Neuberechnung INP 1958", a.a.O., S. 150.

2) Ebenda S. 150.

3) Gerhard Meier: "Neuberechnung INP 1962", a.a.O., S. 137.

wirtschaftliches Hoch (Koreaboom) anzeigte. Das zweite Basisjahr 1958 sollte ein möglichst zeitnahes Jahr mit relativ geringen Preis- und Lohnbewegungen sein, dessen gewisse exponierte Stellung durch das Inkrafttreten der EWG von G. Fürst noch begrüßt wurde, während für das Jahr 1962 betont wird, daß es ein "normales" Jahr - frei von ausgeprägten Sondereinflüssen - sei. Diese nach unterschiedlichen Kriterien erfolgte Wahl der Basisjahre beeinflußt die Entwicklung der Indizes, so daß auch aus diesem Grund ein Vergleich der Indizes bzw. ihre Verkettung zu einer durchgehenden Zeitreihe problematisch ist.

A.1.4. WAHL DER INDEXFORMEL

Angestrebt wird ein Index, der die Nettoproduktionsentwicklung der Industrie unabhängig von den Preisveränderungen verfolgt. Er soll also die Frage beantworten: "Wie hätte sich die Nettoproduktion verändert, wenn die Preise gegenüber dem Basiszeitraum unverändert geblieben wären?"¹⁾

Diese Forderung erfüllt ein Mengenindex nach Laspeyres:

$$\frac{\sum_i m_i^1 \cdot p_i^0}{\sum_i m_i^0 \cdot p_i^0} \cdot 100$$

m_i^1 = Menge des Gutes (i) Berichtsperiode
 m_i^0 = Menge des Gutes (i) Basisperiode
 p_i^0 = Preis des Gutes (i) Basisperiode

Der Index der industriellen Nettoproduktion ist als ein Mengenindex nach Laspeyres konstruiert, in dem die Gewichte, die durch die Preise der Basisperiode gegeben sind, durch die neuen Gewichte

$$\frac{\text{repräsentative Nettoproduktionswerte der Basisperiode}}{\text{Produktionsmenge der Basisperiode}} = \frac{N_i^0}{m_i^0}$$

ersetzt sind:

$$INP_j = \frac{\sum_i m_i^1 \cdot N_i^0 / m_i^0}{\sum_i N_i^0} = \frac{1}{N_j^0} \cdot \sum_i \frac{m_i^1}{m_i^0} \cdot N_i^0 \text{ mit } N_j^0 = \sum_i N_i^0$$

¹⁾ W. Rüdiger: "Neuberechnung INP 1950", a.a.O., S. 136.

Schwieriger wird die Berechnung des Index der industriellen Nettoproduktion eines Industriezweiges, der die mit den Nettoproduktionswerten gewichteten Mengenänderungen angibt, wenn die Mengen der zur Fortschreibung herangezogenen Güter oder Warengruppen nicht erhoben werden. Die vorliegenden Produktionswerte oder Umsätze müssen preisbereinigt werden. Aus den Werten eines Industriezweiges j für die Berichtsperiode $W_j^1 = \sum_i m_i^1 \cdot p_i^1$ erhält man durch Division durch einen Paasche-Preisindex für diesen Industriezweig die Werte zu Preisen der Basisperiode. Leider ist die Berechnung von Paasche-Preisindizes für einzelne Industriezweige nicht möglich, da dafür die Produktionsmengen der Berichtsperiode benötigt werden. Ersatzweise werden die Werte der Berichtsperiode mit Preisindizes nach Laspeyres bereinigt. Bezieht man diese preisbereinigten Werte auf die entsprechenden Werte der Basisperiode, so erhält man für jede Fortschreibungsreihe näherungsweise das Verhältnis der Mengenänderung. Gewichtet man diese mit den repräsentativen Nettoproduktionswerten der Fortschreibungsreihen, so erhält man den Beitrag dieser Gütergruppe oder des Industriezweiges zum Nettoproduktionswert in der Berichtsperiode.

Dieses Vorgehen wird folgendermaßen begründet: "Bei starker Interdependenz der Preise, wie sie auf Grund der einheitlichen Ursachen für Preisbewegungen im Wirtschaftsleben häufig zu beobachten sind, verlaufen die Indices nach Laspeyres und Indices nach Paasche jedoch über kürzere Zeitabschnitte annähernd parallel, so daß sich aus der Anwendung eines Laspeyres-Preisindex ergebende Fehler in verhältnismäßig engen Grenzen halten dürften."¹⁾ Ob diese Argumentation noch zutrifft, wenn Indizes auf der Basis 1950 bis 1965 berechnet werden, ist sehr fraglich. Berücksichtigt man, daß auf Basis 1962 etwa 25 vH des Nettoproduktionswertes der Industrie über preisbereinigte Reihen fortgeschrieben werden, so kann ein eventueller Fehler doch erhebliche Auswirkungen haben.

Formal ist also der Index der industriellen Nettoproduktion eine Konstruktion, die auf Hypothesen aufbaut, die über kurze Zeiträume zutreffend sind, die aber bei einer Beibehaltung der Basis über mehr als 10 Jahre fehlerhafte Ergebnisse liefern mußte. Dies wird

¹⁾ W. Rüdiger: "Neuberechnung INP 1950", a.a.O., S. 137.

aus den Ergebnisanalysen¹⁾ noch nicht in vollem Umfang deutlich, da ein Vergleich nur zwischen den Werten für die verschiedenen Basisjahre durchgeführt werden kann, für die die tatsächlichen Nettoproduktionswerte bekannt sind. Das volle Ausmaß der Fehler würde erst sichtbar z. B. im Vergleich der Nettoproduktionswerte des Jahres 1964 mit den Fortschreibungen auf Basis 1950, denn die Indexberechnung auf Basis 1958 wurde erst 1965 eingeführt. Diese Fehler, die darauf zurückgehen, daß neue Basisjahre erst eingeführt werden können, wenn die Daten für diese Jahre ausgewertet sind, was bedeutet, daß die alte Basis noch mehrere Jahre herangezogen wird, spielen in einer langfristigen Analyse nur für die aktuellen Daten eine Rolle. Da diese aber für eine Konjunkturdia-
gnose und in noch stärkerem Maße für eine Prognose von größter Bedeutung sind, ist diese Fehlerquelle zu beachten.

A.1.5. IST DIE BEZEICHNUNG "INDEX DER INDUSTRIELLEN NETTOPRODUKTION" ZUTREFFEND?

Der Index der industriellen Nettoproduktion ist als Mengenindex konzipiert. Die Fortschreibung mit Produktionsausstoßreihen (Mengen oder preisbereinigte Bruttoproduktionswerte bzw. Umsätze) vermag Qualitätsveränderungen nicht sichtbar zu machen. So wird z. B. ein Übergang zu leichteren Konstruktionen im Maschinen- oder Stahlbau nicht wiedergegeben, wenn die Produktion in Tonnen gemessen wird. Ähnlich verhält es sich, wenn Radio- und Fernsehapparate nur in Stückzahlen erfaßt oder bei der Textilindustrie bei konstantem Materialverbrauch mehr aber dünnere Gewebe erzeugt werden. Diese Qualitätsänderungen berücksichtigt die Indexberechnung nur in den Basisjahren bei der Bestimmung der Nettoquoten. Entsprechendes gilt für alle anderen Veränderungen in der Produktion, z. B. Produktivitätssteigerungen, Produktion neuer oder verbesserter Produkte und Einstellung der Produktion veralteter Güter.

Diese Unzulänglichkeit der Mengenindizes wäre von wesentlich geringerer Bedeutung, wenn durch häufigere Wahl eines neuen Basisjahres und eine entsprechend schnelle Einführung die Anpassung an die veränderten Verhältnisse durchgeführt würde. Die Basis 1950

¹⁾ Gerhard Meier: "Neuberechnung INP 1958", a.a.O., S. 151.
"Neuberechnung INP 1962", a.a.O., S. 140.

wurde bis 1965 benutzt, die Basis 1958 war bei ihrer Einführung 1965 bereits veraltet und wurde erst 1968 von der Basis 1962 abgelöst, die jetzt bereits im 12-ten Jahr verwendet wird. Diese Aufzählung zeigt, daß die Basisjahre jeweils mehr als zehn Jahre zurücklagen, bevor sie durch ein neues Basisjahr ersetzt wurden.

Die Indizes der industriellen Nettoproduktion können dem langfristigen Ziel, die Entwicklung der eigenen Leistung der Industriezweige zu beschreiben, nicht voll gerecht werden. Sie stellen vielmehr Indizes für die Entwicklung der Produktion der Industriezweige dar, denn von den Fortschreibungsreihen für den Index auf Basis 1958 sind 454 Reihen mit einem Gewicht von 89.2 vH auf Ausstoßgrößen (Produktionsmengen, preisbereinigte Produktionswerte oder Umsätze) aufgebaut. Die Nettoproduktion als Differenz zwischen Bruttoproduktion und Materialverbrauch ist von diesen beiden Größen abhängig. Eine Fortschreibung mit nur einer dieser Größen ist nur solange gerechtfertigt, wie konstante Materialverbrauchsquoten unterstellt werden dürfen. Eine solche Annahme ist aber für so lange Zeiträume zwischen den Basisjahren nicht haltbar. Deshalb ist die Bezeichnung "Index der industriellen Nettoproduktion" irreführend. Sie wurde 1956 mit der Neuberechnung des Index auf Basis 1950 eingeführt¹⁾, nachdem 1954 G. Fürst²⁾ die Namensänderung von "Index der industriellen Produktion" in "Index der industriellen Nettoproduktion" gefordert hatte.

Die Zusammenfassung der Betriebe nach dem Schwerpunkt ihrer Produktion zu Industriezweigen wird besonders für die Gliederung in Investitionsgüter- und Verbrauchsgüterindustrien um so fragwürdiger, je weiter die Konzentration in der Wirtschaft fortschreitet und die Produktion verschiedenartiger Güter in immer größeren Betrieben zentralisiert wird. Außerdem ist für viele Güter nicht eindeutig zu entscheiden, ob sie Verbrauchsgüter oder Investitionsgüter sind. "Die Industriezweige des "Index der Nettoproduktion" geben daher die Produktionsentwicklung für die konjunkturanalytisch wichtigen Gruppen "Investitionsgüter", "Verbrauchsgüter", "Grundstoffe" usw.

1) W. Rüdiger: "Neuberechnung INP 1950", a.a.O., S. 129, vgl. WiSta 1956, Heft 3, S. 120^of und Heft 4, S. 184^of.

2) G. Fürst: "Probleme der industriellen Produktionsstatistik", in: WiSta 1954, 6. Jg. N. F., S. 316.

nur verwaschen an. Auf Veranlassung des Bundeswirtschaftsministeriums wurde daher 1960 der "Index der Nettoproduktion" durch zwei Gruppenindizes für die Produktion von Investitions- und Verbrauchsgütern ergänzt, die nach Waren gegliedert sind und daher die konjunkturanalytisch wichtige Investitionsgüter- bzw. Verbrauchsgüterproduktion deutlicher wiedergegeben¹⁾. Die folgende Tabelle²⁾ gibt die unterschiedliche Entwicklung der Indizes der industriellen Nettoproduktion für Investitions- und Verbrauchsgüterindustrien zu den Bruttoproduktionsindizes der Investitionsgüter und Verbrauchsgüter wieder.

Tabelle 4: Index der industriellen Nettoproduktion und Index der industriellen Bruttoproduktion auf Basis 1958

Index	1950	1958	1964	1970
Index der industriellen Nettoproduktion				
Investitionsgüterindustrien	39.4	100	152.6	221.3
Verbrauchsgüterindustrien	52.0	100	144.9	195.4
Index der industriellen Bruttoproduktion				
Investitionsgüter	40.4	100	147.3	201.9
Verbrauchsgüter	42.7	100	154.4	223.6

Quellen: WiSta 1965, Heft 4, S. 230*, 234*, 235*,
 WiSta 1968, Heft 2, S. 91*, 93*,
 WiSta 1971, Heft 4, S. 195*, 197*.

Die Tabelle läßt erkennen, daß die Investitionsgüterindustrien relativ mehr Verbrauchsgüter herstellen als umgekehrt die Verbrauchsgüterindustrien die Produktion von Investitionsgütern betreiben. Dies hat seine Ursache darin, daß viele langlebige Gebrauchsgüter wie elektromotorische Wirtschaftsgeräte, Rundfunk- und Fernsehgeräte, Kraftfahrzeuge usw. im Laufe der Zeit eine größere Verbreitung als Verbrauchsgüter gefunden haben, aber immer noch in Industriezweigen produziert werden, deren Erzeugungsschwer-

1) Kurt Werner: "Die Industriestatistik", a.a.O., S. 133.

2) Ebenda Übersicht 13, S. 133.

punkt im Investitionsgüterbereich liegt¹⁾. Es muß jedoch auch für die Gruppierung nach der Verwendung der Waren beachtet werden, daß sie nach dem überwiegenden Verwendungszweck erfolgt, so daß die Indizes der Bruttonettoproduktion nicht die Entwicklung "reiner" Investitions- oder Verbrauchsgüter darstellen.

A.1.6. VERKNÜPFUNG DER INDIZES

Der Index der industriellen Nettoproduktion, der für die BRD seit 1950 vorliegt, ist in drei Abschnitten für die Basisjahre 1950, 1958 und 1962 berechnet worden. Es liegen also drei Indexreihen vor, die sich z. T. überschneiden. Vom Statistischen Bundesamt ist keine Verkettung der verschiedenen basierten Indizes vorgenommen worden, weil 1958 das Saarland²⁾ und 1962 West-Berlin³⁾ in die Indexberechnung einbezogen wurden. Allerdings sind die Indizes auf Basis 1962 bis 1958 zurückgerechnet worden, weil aus Berlin vergleichbare Unterlagen seit 1958 vorlagen, so daß noch zwei Indexreihen von 1950 bis 1957 auf Basis 1950 und von 1958 bis 1970 auf Basis 1962 existieren. Eine Spektralanalyse, die die Konjunkturschwankungen untersuchen will, ist aber nur für Reihen durchzuführen, die länger als diese Teilreihen sind. Eine Verknüpfung dieser Indizes auf Basis 1950 und 1962 ist notwendig. Eine Verbindung von Indexreihen unterschiedlicher Basis wird als Verkettung oder Verknüpfung bezeichnet⁴⁾. Es ist eine sehr einfache Rechenoperation, die zum Ziel hat, daß die Relation I_i/I_j zwischen zwei Werten I_i und I_j einer Teilreihe durch die Verknüpfung nicht verändert werden.

Da in der Diskussion der Ergebnisse der Neuberechnungen der Indizes mehrfach betont wurde, daß die Gebietsänderungen den Index für die gesamte Industrie nur unwesentlich beeinflußt haben, ist die notwendige Verkettung für die Gesamtindizes zu rechtfertigen. Für die Investitionsgüterindustrie, die Verbrauchsgüterindustrie und den

1) Gerhard Meier: "Neuberechnung des Index der industriellen Bruttonettoproduktion für Investitionsgüter und Verbrauchsgüter auf Basis 1958", in: WiSta 1965, S. 232/33.

2) Gerhard Meier: "Neuberechnung INP 1958", a.a.O., S. 151.

3) Gerhard Meier: "Neuberechnung INP 1962", a.a.O., S. 138.

4) Oskar Anderson: Probleme der statistischen Methodenlehre in den Sozialwissenschaften, 5. Aufl., Würzburg 1965, S. 50.

Maschinenbau ist die Verkettung fragwürdiger, obwohl es sich auch bei diesen Indizes um hohe Aggregationsstufen handelt.

Insgesamt haben die Betrachtungen der Indexberechnungen und der Gründe, die zur Verwendung verschiedener Basisjahre zwingen, gezeigt, daß die deutsche Industrie in den betrachteten 21 Jahren von zahlreichen äußeren und inneren Faktoren beeinflusst wurde. Es ist daher eine sehr starke Vereinfachung, wenn man eine Zeitreihe als Ausdruck der Entwicklung einer ökonomischen Variablen im betrachteten Zeitraum ansieht, denn sowohl die Güter als auch die Produktionsverhältnisse haben sich stark verändert, so daß ein Vergleich der mengenmäßig erfaßten eigenen Leistung der Betriebe des Jahres 1950 mit der des Jahres 1970 praktisch unmöglich ist.

So langfristige Vergleiche der Nettoproduktionswerte zu ermöglichen, ist nicht Ziel der Indexberechnung. Vielmehr sollten die Indizes die kurz- und mittelfristigen Abweichungen in der Produktionsentwicklung anzeigen. Tempo und Richtung der Produktionsänderung werden im allgemeinen trotz der veralteten Basis von den Veränderungen der Indizes richtig wiedergegeben. Da gerade diese Veränderungen den Input für eine Spektralanalyse bilden, scheinen die in langfristiger Betrachtung festgestellten Mängel keine wesentliche Rolle zu spielen. Dies ist aber nicht der Fall, denn die Notwendigkeit, durch Indexverknüpfung lange Zeitreihen zu erzeugen, bringt die Gefahr mit, daß an den Verknüpfungspunkten wegen der zu lange beibehaltenen Basis Sprünge in der Zeitreihe entstehen, die die Spektralschätzungen verzerren. Diese Fehlerquelle könnte vernachlässigt werden, wenn durch häufigere Umbasierungen die Unterschiede in der Struktur der Basis (Reihenauswahl, Gewichte usw.) kleiner gehalten werden könnten.

A.2. INDEX DES AUFTRAGSEINGANGS

Ausgangspunkt für die Berechnung des Index des Auftragseingangs war der Wunsch, "mit Hilfe statistischer Beobachtungen der Nachfrageentwicklung und ihrer Rückwirkungen auf die verschiedenen industriellen Sektoren die weiter sich anbahnenden konjunkturellen Tendenzen möglichst frühzeitig kennenzulernen."¹⁾ Gegenüber

¹⁾ Ernst Frhr. v. Roeder: "Statistik des Auftragseingangs in der Industrie als Mittel der Marktbeobachtung", in: AStA 36. Bd., S. 315.

bereits vor dem 2. Weltkrieg in verschiedenen Verbandsstatistiken durch Ermittlung des Auftragseingangs durchgeführten Marktbeobachtungen, stellt der 1951 vom Bundeswirtschaftsministerium erstmals veröffentlichte Index nur deshalb einen Fortschritt dar, weil er fast die gesamte Industrie erfaßt und für die drei Industriehauptgruppen (Grundstoffindustrie, Investitionsgüterindustrie und Verbrauchsgüterindustrie) sowie deren Untergliederungen in Industriegruppen bis hinab zu z. Zt. 78 Industriezweigen auf der Basis 1970¹⁾ ausgewiesen wird.

Wie gut der Index des Auftragseingangs in der Vergangenheit der ihm gestellten Aufgabe gerecht werden konnte, läßt sich nur schwer beurteilen. Er gilt aber in derzeitigen Konjunkturbeobachtungen als einer der besten Frühindikatoren²⁾ der Nachfrageentwicklung, wenn auch seine Bedeutung künftig nicht mehr so groß sein wird, da der seit 1970 berechnete Index der Auftragsbestände die Nachfrageentwicklung zuverlässiger anzeigen dürfte³⁾.

Im folgenden sollen einige Eigenschaften und Mängel des Index des Auftragseingangs dargestellt werden, die man in Analysen und Interpretationen der veröffentlichten Werte berücksichtigen muß, bzw. die eine Verkettung der für verschiedene Basisjahre berechneten Indizes problematisch erscheinen lassen⁴⁾.

1) Ulrich Erhard: "Neuberechnung des Index des Auftragseingangs in der Industrie auf der Basis 1970", in: WiSta, 1972, Heft 3, S. 151.

2) Ebenda S. 151.

3) Vgl. hierzu Hela Brandner: "Erhebung der Auftragsbestände in der Industrie", in: WiSta, 1971, Heft 1, S. 11.
Ulrich Erhard: "Zur Aussage des Index über den Auftragsbestand in der Industrie", in: WiSta, 1971, Heft 10, S. 605/608.

4) Vgl. Asta Hampe: "Bemerkungen zur statistischen Erfassung der Nachfrage und ihrer Intensität", in: AStA 46. Bd., 1962, S. 129/140.

A.2.1. DEFINITION DES AUFTRAGSEINGANGS

"Als Auftragseingang gelten die im abgelaufenen Kalendermonat akzeptierten Aufträge (nicht die Auftragsbestände) mit ihren Werten laut Auftragsbestätigung. Gewährte Rabatte sind abzuziehen. Lautet die Auftragsbestätigung nur über eine Menge, so sind als Wert die zu erwartenden Erlöse anzugeben. Bei Abrufaufträgen sind die Abrufe, nicht die Abschlüsse, als Auftragseingänge zu melden. Bei Auftrags erhöhungen ist der Mehrbetrag als Auftragseingang zu melden. Einzu beziehen sind die Verkäufe ab Lager sowie Erlöse aus Reparaturen, Lohnarbeiten und Montagen. Nicht einzubeziehen sind Aufträge aus Handelsware."¹⁾ Es sind nur solche Auftragseingänge zu melden, die zu Umsätzen aus eigener Erzeugung führen."²⁾

In der Praxis führen nicht alle Aufträge zu Umsätzen, denn ein Teil der Auftragseingänge wird a) von Kunden und

b) von Lieferanten

annulliert. Die Meldungen der akzeptierten Aufträge sind also tendenziell zu hoch. Die Höhe der Auftragsannullierungen variiert zwischen den Branchen und zeigt eine gewisse Abhängigkeit von der konjunkturellen Entwicklung (Luftaufträge im Boom)³⁾. Die Auftrags-

1) Vgl. Hela Brandner: "Neuberechnung des Index des Auftragseingangs in der Industrie auf Basis 1962", in: WiSta 1969, S. 131 f. Georg Bickert: "Auftragsstatistik", in: Schriften zur Anwendung statistischer Methoden in der Industrie, Reihe G, Heft 1, Hrsg. Deutsche Statistische Gesellschaft, Stuttgart 1961, S. 32 Anhang 1b "Erläuterungen zum monatlichen Industriebericht (Kurzfassung 1960).

2) Adolf Hoffmann: "Die Statistik der Auftragseingänge in der Industrie", Dissertation Marburg 1966, S. 24.

3) Kurt Werner: "Die Industriestatistik", a.a.O., S. 91. Anm.: A. Hoffmann a.a.O., S. 27 gibt für verschiedene Konjunkturphasen unterschiedliche Motive an, die zu Auftragsannullierungen führen:

1. Das bestellende Unternehmen wird insbesondere dann seine Aufträge stornieren wollen, wenn es infolge zu langer Lieferfristen Mehrfachbestellungen, sogenannte Luftaufträge, aufgegeben hat und es sich herausgestellt hat, daß die eine Firma schneller liefern kann als die andere. Diese Luftaufträge kommen insbesondere bei Lieferengpässen in Hochkonjunkturzeiten vor.

2. Im konjunkturellen Abschwung versuchen die Unternehmer ihre Aufträge zu stornieren, wenn sie feststellen, daß sie zu hoch bestellt haben, bzw. ihre Investitionsvorhaben überdimensioniert sind.

3. Die Lieferanten stornieren frühere Bestellungen, wenn sich Kostensituationen ergeben haben, in denen sich mit den vereinbarten Preisen kein angemessener Gewinn erzielen läßt.

stornierungen werden seit 1958 erfaßt, aber weder publiziert noch in der Indexberechnung berücksichtigt. "Sie spielen im allgemeinen¹⁾ eine sehr untergeordnete Rolle und schwanken im Zeitablauf kaum. Als einzige Ausnahme sind die Stahl- und Warmwalzwerke zu nennen, bei denen die Annullierungen einen durchschnittlichen Anteil von 4.1 % an den Auftragseingängen mit einer Standardabweichung von 1.4 % erreichen."²⁾ Nur für diesen Industriezweig werden seit 1972 in der Neuberechnung auf der Basis 1970 "Nettoauftragseingänge" als Differenz zwischen den Auftragseingängen und den Stornierungen berechnet³⁾.

A.2.2. ERHEBUNG DER AUFTRAGSEINGÄNGE

Erhebungseinheiten sind die Industriebetriebe (örtliche Einheiten) mit im allgemeinen 25 und mehr Beschäftigten aus 78 Industriezweigen des Bereichs der verarbeitenden Industrie. Für die meisten Industriezweige wird die Auftragseingangserhebung im Rahmen des monatlichen Industrieberichts von den Statistischen Landesämtern durchgeführt, während die Auftragseingänge einiger Industriezweige von den entsprechenden Verbänden erhoben werden, um den Betrieben Doppelarbeit zu ersparen⁴⁾. Die Frage, ob der Betrieb oder das Unternehmen als die am Markt auftretende Institution die geeignetste Erhebungseinheit für die Auftragseingänge und die Umsatzstatistik sei, wurde häufig diskutiert⁵⁾. Die Wahl und Beibehaltung des Betriebes als Erhebungseinheit wird mit der Notwendigkeit begründet, Regionalangaben zu gewinnen.

In die Erhebung sind nicht alle Industriezweige der drei erwähnten Industriegruppen einbezogen. Allerdings sind die Repräsentationsgrade recht hoch und werden laufend verbessert. Sie betrugen 1951 in der Grundstoffindustrie 84 vH, in der Investitionsgüter-

¹⁾ Ulrich Erhard: "Neuberechnung des Index des Auftragseingangs in der Industrie auf der Basis 1970", a.a.O., S. 151.

²⁾ Ulrich Erhard: "Zur Aussage des Index über den Auftragsbestand in der Industrie", a.a.O., S. 608.

³⁾ "Mit etwa 1.2 % des monatlichen Auftragseingangs im langfristigen Durchschnitt sind diese Stornierungen zwar recht gering".

⁴⁾ Georg Bickert: "Auftragsstatistik", a.a.O., S. 17.

⁵⁾ Vgl. hierzu: Adolf Hoffmann: "Die Statistik der Auftragseingänge in der Industrie", a.a.O., S. 15 ff.

Ulrich Erhard: "Neuberechnung des Index des Auftragseingangs in der Industrie auf der Basis 1970", a.a.O., S. 151 f.

industrie über 90 vH und in der Verbrauchsgüterindustrie 66 vH des Gesamtumsatzes dieser Sektoren¹⁾. "Das Gewicht der nichterfaßten Industriezweige macht - gemessen an den Umsatzverhältnissen des Jahres 1962 - bei den Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien 20 %, bei den Investitionsgüterindustrien nur 0.4 % und bei den Verbrauchsgüterindustrien 18 % aus."²⁾ Diese Verbesserungen wurden u. a. durch Einbeziehung der drei Industriegruppen - NE-Metallhalbwerkzeuge, Schiffbau und Kunststoffverarbeitende Industrie - erzielt.

Gemäß der Definition werden die Werte der Auftragseingänge erhoben. "Die Betriebe haben ihre Auftragseingänge in diesem Zusammenhang genau wie auch den Umsatz nach Industriezweigen aufzugliedern, wofür das "Systematische Verzeichnis zum monatlichen Industriebericht" als Grundlage dient"³⁾. Die Aggregation der nach den Industriezweigen aufgeteilten Auftragseingänge erfolgt nach dem "Beteiligten Konzept" nicht wie bei den Nettoproduktionswerten nach dem Schwerpunktprinzip. Zu beachten ist, daß in der Auftragseingangsstatistik unter "gesamter Industrie" nur die verarbeitende Industrie, d. h. die drei Hauptgruppen: Grundstoff- und Produktionsindustrien, Investitionsgüterindustrien und Verbrauchsgüterindustrien, verstanden wird⁴⁾.

A.2.3. INDEXBERECHNUNG

Die Berechnung des Index des Auftragseingangs ist in den vergangenen 21 Jahren wesentlich verändert worden. Die ersten Indizes wurden auf den Umsätzen des Jahres 1949 basiert. Die Umsätze wurden damals als Bezugsgröße gewählt, weil:

1. für 1949 keine Auftragseingänge vorlagen und man annahm, daß sich in der Mehrzahl der Branchen Auftragseingänge und Umsatz im Jahresdurchschnitt 1949 annäherungsweise ausgeglichen hatten⁵⁾,

¹⁾ Ernst Frhr. v. Roeder: a.a.O., S. 318.

²⁾ Hela Brandner: Neuberechnung des Index des Auftragseingangs in der Industrie auf Basis 1962", in: WiSta 1969, Heft 3, S. 133.

³⁾ Ebenda S. 131.

⁴⁾ Ebenda, vgl. Tabelle 1, S. 132.

⁵⁾ Ernst Frhr. v. Roeder: "Statistik des Auftragseingangs in der Industrie als Mittel der Marktbeobachtung", a.a.O., S. 322.

2. der Vergleichbarkeit der monatlichen Umsatzwerte des Industrieberichts eine höhere Zuverlässigkeit zugesprochen wird, als bei den Umsätzen der repräsentativen Auftragseingangsstatistik der Fall ist¹⁾,
3. die Unterschiede zwischen den Industriezweigen im Repräsentationsgrad der Auftragseingangsstatistik durch die Umsätze des monatlichen Industrieberichts ausgeschaltet werden sollen. Es wird dabei lediglich unterstellt, daß das Verhältnis Auftragszugang/Umsatz aus der Auftragseingangsstatistik auch für den Durchschnitt der von ihr nicht erfaßten Betriebe des jeweiligen Industriezweiges näherungsweise zutrifft²⁾.

Für jeden Industriezweig wird aus den gemeldeten Auftragseingängen und den Umsätzen der Auftragseingangsstatistik für den Berichtsmonat (i) die Verhältniszahl:

$$V_i = \sum_i 25^{AE_i} : \sum_i 25^{U_i}$$

gebildet. Durch Multiplikation mit dem Umsatzindex auf Basis 1949, der für den Berichtsmonat aus dem monatlichen Industriebericht berechnet wird:

$$I_i^U = \sum_i 10^{U_i} : \sum_i 10^{\bar{U}_i} \cdot 100,$$

erhält man den monatlichen Index des Auftragseingangs jedes Industriezweigs:

$$I_i^{AE} = \frac{\sum_i 10^{U_i}}{\sum_i 10^{\bar{U}_i}} \cdot \frac{\sum_i 25^{AE_i}}{\sum_i 25^{U_i}} \cdot 100 \quad 3)$$

Durch Aggregation der Indizes der erfaßten Industriezweige werden die Indizes für die Industriegruppen, -hauptgruppen und die gesamte Industrie gewonnen. Die dazu notwendigen Gewichtungungsverfahren sind verschieden. Die Indizes der Industriegruppen werden durch Totalge-

-
- 1) Ernst Frhr. v. Roeder: "Statistik des Auftragseingangs in der Industrie als Mittel der Marktbeobachtung", a.a.O., S. 322.
 - 2) Ebenda S. 322.
 - 3) Adolf Hoffmann: a.a.O., S. 40.
Anm.: Die rechts stehenden Indizes 25^U bzw. 10^U sollen anzeigen, daß es sich um Werte aus Betrieben mit mehr als 25 bzw. mehr als 10 Beschäftigten handelt.

wichtung der erfaßten Industriezweige errechnet, d. h. nur die erfaßten Industriezweige werden im Gewichtungsschema berücksichtigt. Ein repräsentatives Gewichtungsverfahren wird für die Indizes der Hauptgruppen herangezogen, "d. h. daß die einzelnen Reihen nicht nur das Gewicht erhalten, das dem einzelnen, von der Statistik erfaßten Industriezweig zukommt, sondern das Gewicht des gesamten Fachbereichs, der durch die Reihe bzw. Gruppe als repräsentiert gelten kann. Ebenso wird bei der Zusammenfassung der Indexziffern der drei Hauptgruppen ... zum Gesamtindex verfahren."¹⁾

Seit Anfang 1952 werden die Auftragseingänge aus dem In- und Ausland getrennt erhoben. Neben gewissen Abgrenzungsschwierigkeiten ist hier besonders zu beachten, daß das Saarland bis 1959 als Ausland behandelt wurde, andererseits gelten die DDR und Berlin-West als Inland²⁾.

Ab Januar 1950 wurden monatliche, von der Anzahl der Arbeitstage bereinigte Wertindizes des Auftragseingangs und daraus preisbereinigte Indizes auf Basis Umsatz MD 1949 bzw. auf Basis MD 1951 ab Januar 1952 berechnet. Die arbeitstägliche Bereinigung, d. h. die Normierung der Indizes auf Monate gleicher Zahl von Werktagen, wurden 1958 aufgegeben, "da das Bestellvolumen im allgemeinen von der Zahl der Arbeitstage nur relativ wenig beeinflußt wird."³⁾ Gleichzeitig wurde die Indexberechnung auf das Basisjahr 1954 umgestellt, "das nach den ersten Jahren des Wiederaufbaus und der sehr unruhigen Periode der "Koreazeit" eine gewisse Normalisierung in der Binnen- und Außenwirtschaft brachte."⁴⁾ Die kalendermonatlichen Indizes wurden bis Januar 1954 berechnet.

Auf den Umsätzen des Jahres 1954 als Bezugsgrößen wurden in unveränderter Methode die Indizes des Auftragseingangs bis zum Januar 1969 berechnet. Mit der damals erfolgten Umstellung auf das Basisjahr 1962 wurden zahlreiche Änderungen in der Indexberechnung durchgeführt⁵⁾:

¹⁾ Ernst Frhr. v. Roeder: a.a.O., S. 322 f.
Adolf Hoffmann: a.a.O., S. 46.

²⁾ Ernst Frhr. v. Roeder: a.a.O., S. 321.
Adolf Hoffmann: a.a.O., S. 32 f.

³⁾ "Die Wirtschaftliche Lage in der BRD", Februarbericht 1958, Hrsg. Der Bundesminister für Wirtschaft, 1958, S. 15.

⁴⁾ Ebenda S. 15.

⁵⁾ Hela Brandner: "Neuberechnung des Index des Auftragseingangs in der Industrie auf Basis 1962", in: WiSta 1969, Heft 3, S. 132 f.

1. Die Einbeziehung des Saarlandes und Berlins(West) veränderten den Gebietsstand und damit die Struktur der Industrie.
2. Die Einbeziehung der NE-Metallhalbzeugwerke, des Schiffbaus, des Waggonbaus und der Kunststoffverarbeitenden Industrie erhöhte den Repräsentationsgrad.
3. Bezugsgröße für die Indizes des Auftragseingangs waren nicht mehr Umsätze im Basisjahr, sondern die monatsdurchschnittlichen Auftragseingangswerte im Jahr 1962.
4. Die Zusammenfassung der Indizes der Industriezweige zu Indizes für Industriegruppen, -hauptgruppen und die gesamte Industrie wurde einheitlich nach dem Verfahren der Repräsentationsgewichtung durchgeführt.
5. Für die Inlands-, Auslands- und Gesamtauftragseingangsindizes wurden verschiedene Gewichte bestimmt.
6. Die Preisbereinigung, d. h. die Berechnung der Volumenindizes für die Auftragseingänge, erfolgte mit den drei Preisindizes: Erzeugerpreisindex für die im Inland abgesetzten Produkte, Index der Verkaufspreise für industrielle Ausfuhrgüter und Index der Erzeugerpreise für Industrieprodukte im Inlands- und Auslandsabsatz, während alle Volumenberechnungen auf Basis 1954 mit dem Erzeugerpreisindex industrieller Produkte für den Inlandsabsatz durchgeführt wurden.

Die Hochrechnung der Auftragseingangswerte auf den Repräsentationsgrad der Betriebe mit 10 und mehr Beschäftigten erfolgte wie bisher mit Hilfe der Umsätze aus dem Industriebericht.

$$\frac{\sum_i 25^{AE_i}}{\sum_i 25^{U_i}} \cdot \sum_i 10^{U_i} = \sum_i 10^{AE_i}$$

$$I_i^{AE} = \frac{\sum_i 10^{AE_i}}{\sum_i 10^{AE_0}} \cdot 100$$

Die Aufzählung dieser Änderungen zeigt, welche Einflüsse zu beachten sind, wenn man die Indizes auf Basis 1954 mit denen auf Basis 1962 vergleichen will oder durch Verkettung eine durchgehende Reihe über einen längeren Zeitraum erzeugt. Die Indizes auf Basis 1962 wurden bis 1972 berechnet. Eine Verlängerung der Reihen über das Jahr 1970 hinaus muß die Neuberechnung auf Basis 1970 berücksichtigen¹⁾, die Anfang 1972 durchgeführt wurde.

¹⁾ Ulrich Erhard: Neuberechnung des Index des Auftragseingangs in der Industrie auf Basis 1970", in: WiSta 1972, Heft 3, S. 151/154.

Betrachtet man die Indexreihen zwischen 1950 bzw. 1954 und 1970, so zeigen die Umsatzreihen oder entsprechende Wertreihen an der Jahreswende 1967/68 einen Sprung, da am 1. Januar 1968 die Nettoumsatzsteuer mit Vorsteuerabzug (Mehrwertsteuer) die bis zum 31. 12. 1967 gültige Bruttoallphasenumsatzsteuer ablöste. Als Folge der Umsatzsteuerreform wurden auch die Werte der Auftragseingänge ab 1968 ohne Umsatzsteuer erhoben. Dadurch war die "zeitliche Kontinuität"¹⁾ der Auftragseingangsreihen gestört. Sie kann nur durch Abzug der kumulierten Umsatzsteuerbelastung der einzelnen Industriezweige wieder hergestellt werden. Da diese Belastung aber für jeden Zeitpunkt in der Vergangenheit ermittelt werden müßte, ist eine echte Bereinigung unmöglich. Durchführbar ist lediglich eine Parallelverschiebung der Reihen bis Ende 1967 um die durchschnittliche Umsatzsteuerbelastung in den einzelnen Industriezweigen im Zeitpunkt des Systemwechsels²⁾. "Die sachliche Kontinuität von Wert-(index-)reihen kann unter gewissen Voraussetzungen auch gewahrt werden, wenn sogenannte "Volumina" (bzw. "Volumenindizes") berechnet werden. Dabei werden die Wertsummen bzw. Wertindizes mit Hilfe der zugehörigen Indizes der Erzeugerpreise industrieller Produkte deflationiert."³⁾

Steuerbereinigte Indizes des Auftragseingangs wurden für die Zeit ab 1962 berechnet und in der Fachserie D, Reihe 2 veröffentlicht. Eine Bereinigung der älteren Daten wurde abgelehnt, "weil es wenig sinnvoll zu sein scheint, die Reihen mit konstanten Korrekturfaktoren wesentlich weiter in die Vergangenheit hinein umzurechnen."⁴⁾ Eine Aufbereitung der Zeitreihen für eine Spektralanalyse kommt aber ohne eine entsprechende Umrechnung nicht aus. Die Auswirkungen der Umsatzsteuerreform auf die sachliche Kontinuität der Indizes lassen sich nicht isolieren, denn einerseits waren die kumulierten Umsatzsteuerbelastungen von Industriezweig zu Industriezweig ver-

1) Hildegard Bartels und Mitarbeiter: "Die Auswirkungen des Mehrwertsteuersystems auf die Wirtschaftsstatistiken", in: WiSta 1967, S. 668.

2) Ulrich Erhard: "Durchlaufende Reihen für ausgewählte Daten der Industriestatistik nach Einführung des neuen Umsatzsteuersystems ab 1. Januar 1968", in: WiSta 1969, Heft 10, S. 566.

3) Ebenda S. 568.

4) Ebenda S. 569, vgl. Günter Hamer: "Die Behandlung der Umsatz-(Mehrwert-)steuer in den volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen", in: WiSta 1969, Heft 9, S. 439 ff.

schieden, und andererseits haben außenwirtschaftliche Einflüsse (z.B. Pfundabwertung) sowie konjunkturpolitische Maßnahmen der Bundesregierung Nachfrage und Angebot so stark beeinflußt, daß eine Zuordnung der 1967/68 zu beobachtenden Preis- und Nachfrageänderungen auf eine oder einzelne Einflußgrößen unmöglich erscheint. Da die Umsatzsteuerreform nicht nur auf die Auftragseingänge gewirkt hat, sondern sowohl indirekt durch Veränderung der wirtschaftlichen Bedingungen als auch durch Änderung der statistischen Erhebung in die Wert- und Indexreihen der Produktion, der Preise usw. Eingang gefunden hat, können die Spektralschätzungen tendenziell in gleicher Weise verzerrt sein.

Die an den beiden Beispielen für den Zeitraum von 1950 bis 1970 dargestellten Verbesserungen der Indexberechnung sowie die Anpassungen an die ökonomischen und politischen Verhältnisse haben gezeigt, daß die veröffentlichten Werte die wahre Entwicklung ökonomischer Variablen bestenfalls näherungsweise beschreiben können. Da sich in der Praxis - besonders in der Analyse möglichst langer Zeitreihen - eine Trennung zwischen den Eigenschaften einer Variablen, die auf ökonomische Ursachen zurückgehen, und denen, die auf erhebungstechnischen und berechnungsmethodischen Einflüssen beruhen, nicht durchführen läßt, muß man die Existenz beider Störkomponenten in der Interpretation der festgestellten Unterschiede oder Gemeinsamkeiten berechneter Schätzwerte berücksichtigen.

Eine empirische Untersuchung langer Zeitreihen sollte zweckmäßigerweise mit einer Zusammenstellung aller methodischer und erhebungstechnischer Eigenschaften der zu analysierenden Zeitreihen beginnen. Eine tabellarische Übersicht für die verschiedenen Basisperioden könnte in Verbindung mit den bekannten innen- und außenwirtschaftlichen Veränderungen die Interpretation der Entwicklung und der Schätzwerte der Zeitreihen wesentlich erleichtern. Die Tabelle 5 ist ein Versuch, einige Eigenschaften der beiden exemplarisch untersuchten Reihen gegenüberzustellen.

Tabelle 5: Erhebungstechnische und berechnungsmethodische Eigenschaften des Index der industriellen Netto-
produktion und des Index des Auftragseingangs

	Index der industriellen Nettoproduktion	Index des Auf- tragseingangs
Abgrenzung	gesamter Bereich der "Indu- strie" der BRD ab 1958 einschl. Saarland ab 1962 einschl. Westberlin	Nur "verarbeitende In- dustrie" der BRD ab 1962 einschl. Saarland und Westberlin repräsentiert durch 70- 78 Industriezweige der drei Hauptgruppen 1. Grundstoff- und Pro- duktionsgüter- Indu- strien 2. Verbrauchsgüterind. 3. Investitionsgüterind.
Erhebungs- einheit	alle Betriebe mit 10 und mehr Beschäftigten	Betriebe mit im allge- meinen 25 und mehr Be- schäftigten der 70-78 ausgewählten Industrie- zweige
Erhebungs- merkmale	a) Nettoproduktionswerte und Bruttoproduktionswer- te in den Basisjahren hochgerechnet auf gesam- ten Bereich der Industrie durch Addition der ge- schätzten Beiträge der industriellen Kleinbe- triebe b) monatliche Fortschrei- bungsreihen 1. Produktionsmengen ein- zelner Waren 2. Produktionswerte 3. Umsätze 4. geleistete Arbeiter- stunden 5. Materialverbrauch	Auftragseingänge (und Auftragsstornierungen) Umsätze ab 1952 getrennt nach Inlands- und Auslands- anteilen
Aggrega- tion	Netto- und Bruttoproduk- tionswerte der Betriebe nach Schwerpunkt der Er- zeugung zu Netto- und Bruttoproduktionswerten der Industriezweige ("Hauptbeteiligten Konzept")	Auftragseingänge und Um- sätze nach "Systemati- schem Verzeichnis zum monatlichen Industrie- bericht" zu Auftragsein- gängen und Umsätzen der Industriezweige (-grup- pen) ("Beteiligten Konzept")

Tabelle 5: Fortsetzung

Erhebungstechnische und berechnungsmethodische Eigenschaften des Index der industriellen Netto-
produktion und des Index des Auftragseingangs

	Index der industriellen Nettoproduktion	Index des Auf- tragseingangs
Index- formel	Laspeyres Indizes a) in lfd. Preisen Fortschreibung der Netto- produktionswerte der Basis- jahre mit Hilfe der mit den Nettoquoten (Nettoproduk- tionswert/Bruttoproduk- tionswert) gewichteten Fortschreibungsreihen b) Volumenindizes durch Preisbereinigung mit Las- peyres-Preisindex, da Paasche-Preisindizes fehlen	Laspeyres Indizes a) in lfd. Preisen hochgerechnet auf Reprä- sentationsgrad der Be- triebe mit 10 und mehr Beschäftigten mit Hilfe der Umsätze des monatl. Industrieberichts b) Volumenindizes durch Preisbereinigung mit Laspeyres-Preisindizes, da Paasche-Preisindizes fehlen
Haupt- mängel	Der fortgeschriebene In- dex zeigt eher den Verlauf der Bruttoproduktion an, da wegen der langen Zeiträu- me zwischen Basisjahr und Einführung eines neuen Basisjahres die Nettoquoten und Preisindizes die wahren Sachverhalte nicht angeben	1. Nur "verarbeitende Industrie" 2. Auftragsstornierungen werden nicht berück- sichtigt (AE-tenden- diell zu hoch) 3. Erst ab 1962 werden die monatsdurchschnitt- lichen Auftragseingänge des Basisjahres als Be- zugsgrößen verwendet, vorher MD der Umsätze im Basisjahr

B. SIMULATIONEN MIT SINUSREIHEN UNTERSCHIEDLICHER "KONJUNKTURPERIODEN"

Einen Überblick über das Verhalten der Kreuzspektralschätzungen, wenn Komponenten mit unterschiedlichen, mittleren Konjunkturzyklenlängen verglichen werden, liefern Testrechnungen mit möglichst einfachen, periodischen Funktionen. Da in relativ kurzen ökonomischen Reihen häufig die unter wirtschaftlichen Aspekten interessierenden Konjunkturschwankungen und Saisonbewegungen näherungsweise periodischen Funktionen folgen, scheint es nicht völlig unrealistisch zu sein, Vergleichsrechnungen mit periodischen Funktionen durchzuführen.

Da die Analyse der im Durchschnitt 5 Jahre dauernden Schwankungen Ziel dieser Arbeit ist, beschränken sich die hier dargestellten Simulationen auf periodische Funktionen, die Periodenlängen besitzen, die in einem Schätzansatz mit einem Verschiebungsparameter $M = 60$ Spektraldichte-Maxima im zweiten Frequenzband (ω_2) liefern. Neben der Variation der Periodenlänge werden unterschiedliche Phasenverschiebungen eingesetzt. Für die folgenden sechs Testreihen sollen die Schätzwerte dargestellt werden:

$$\left. \begin{aligned} y_1(t) &= \sin(2\pi/50 \cdot t) \\ y_2(t) &= \sin(2\pi/50 \cdot (t+3)) \\ y_3(t) &= \sin(2\pi/55 \cdot t) \\ y_4(t) &= \sin(2\pi/55 \cdot (t+5)) \end{aligned} \right\} \quad t = 0, 1, \dots, 300$$

$$\left. \begin{aligned} y_5(t) &= \sin(2\pi/60 \cdot t) \\ y_6(t) &= \sin(2\pi/60 \cdot (t+3)) \end{aligned} \right\} \quad t = 0, 1, \dots, 240$$

Bevor eine Kreuzspektralschätzung vorgenommen werden kann, muß geprüft werden, wie sich die geschätzte, reihenspezifische Konjunkturzyklenlänge zu der bekannten, wahren Periodenlänge verhält. In allen sechs Fällen sind die Schätzwerte um eine Zeiteinheit größer als die wahren Werte.

Reihe	Periodenlänge	
	wahr	geschätzt
1	50	51
2	50	51
3	55	56

Reihe	Periodenlänge	
	wahr	geschätzt
4	55	56
5	60	61
6	60	61

Quelle: eigene Berechnung.

Dieser systematische Fehler hat seine Ursache in der im Verhältnis zur untersuchten Periodenlänge kurzen Autokovarianzfunktion. Hinzu kommt, daß durch die Gewichtung mit der Tukey-Hanning-Funktion die letzten Werte der Autokovarianzfunktion nur sehr geringen Einfluß auf die Schätzwerte haben. Deshalb wird die maximale Kovarianz zwischen der gewichteten Autokovarianzfunktion und den Versuchswerten für eine etwas zu lange Versuchswelle erreicht. Die Spektren, die mit $M=\hat{p}$ geschätzt werden, sind symmetrischer als die Anfangsspektren mit $M=60$, so daß das angestrebte Ziel einer näherungsweisen Bestimmung der tatsächlichen Periodenlänge und die gleichmäßige Verteilung der Spektraldichte um die reihenspezifische Konjunkturkomponente erreicht ist.

Die anschließende Kreuzspektralanalyse soll Anhaltspunkte über das Verhalten der Schätzwerte für die Kohärenz und die Phasenverschiebung liefern, wenn Komponenten unterschiedlicher Konjunkturzyklenlängen miteinander verglichen werden. Die geschätzten Phasenverschiebungen und Kohärenzen lassen sich am übersichtlichsten in Tabellen mit Matrizenform darstellen. Bevor die Spektralschätzungen durchgeführt werden, muß entschieden werden, über welches Intervall die Kreuzkovarianz- und Autokovarianzfunktionen berechnet werden sollen. Für die Wahl des Verschiebungsparameters M bieten sich folgende Möglichkeiten an:

1. Unabhängig von der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge werden die Rechnungen mit einem konstanten M durchgeführt.
2. M wird so gewählt, daß es der Konjunkturzyklenlänge der Bezugsreihe entspricht.
3. M wird so gewählt, daß es der größeren der beiden Konjunkturzyklenlängen entspricht: $M = \max(\hat{p}_i, \hat{p}_j)$.

Testrechnungen mit diesen drei möglichen Verschiebungsparametern M ergaben, daß die Schätzwerte etwa gleich sind, wenn gilt: $M \geq \max(\hat{p}_i, \hat{p}_j)$. Es bestehen aber erhebliche Abweichungen in den Phasenschätzungen, wenn eine der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen $\hat{p}_i$ oder $\hat{p}_j$ größer als M ist. Dieser Effekt beruht auf der Tatsache, daß die Phasenschätzung in Anteilen eines Zyklus relativ unabhängig von der zentralen Frequenz ist, die durch M bestimmt wird. Rechnet man diese relativ konstanten Phasenschätzungen mit den verschiedenen zentralen Frequenzen in zeitliche Verschiebungen (Lead oder Lag) um, so erhält man unterschiedliche Ergebnisse. Zur Illustration mögen folgende Schätzwerte die-

nen, die für die drei möglichen Verschiebungsparameter ermittelt wurden. Die Ergebnisse zeigen deutlich die relativ große Unabhängigkeit der Phasenschätzung von der zentralen Frequenz des Konjunkturbandes (Spalte 2), während nach der Umrechnung mit Hilfe der zentralen Frequenzen in zeitliche Verschiebungen (Spalte 3) große Differenzen auftreten.

Reihen-Nr.	M	Phase in Grad	Phase in Monaten	erwartete Phase
1 / 2	51	-21.5	-3	-3
1 / 2	60	-21.4	-4	-3
1 / 3	50	98.6	13	15
1 / 3	55	98.5	15	15
1 / 3	60	98.4	16	15
1 / 5	50	142.4	19	23
1 / 5	60	140.7	23	23
1 / 6	50	123.0	17	20
1 / 6	60	120.8	20	20
2 / 3	56	119.0	18	18
2 / 3	60	118.8	20	18

Quelle: eigene Berechnung.

Neben dieser Abhängigkeit der in Zeiteinheiten ausgedrückten Phasenverschiebung von dem Parameter M ist zu beachten, daß die beiden dem Konjunkturband direkt benachbarten Frequenzbänder etwa die gleiche Phasenschätzung in Grad aufweisen. Die "konstante" Phasenschätzung, die auf dem Glättungseffekt des Spektralfensters beruht, darf also nicht so interpretiert werden, daß in einem relativ breiten Frequenzbereich eine ungefähr konstante Phasenverschiebung in Grad besteht, also im Zeitbereich die Phasenverschiebung der Periodendauer direkt proportional ist. Dadurch wird die Interpretation der Phasendiagramme erheblich erschwert, denn es läßt sich nicht unterscheiden, ob tatsächlich eine Proportionalität zwischen Phasenverschiebung und Zyklenlänge besteht oder ob das Spektrum durch durchgesickerte Bestandteile einer starken Komponente verfälscht ist.

Die Erkenntnis, daß starke Bewegungskomponenten durch den Leakage-Effekt zu relativ konstanten Phasenschätzungen in einem weiten Frequenzbereich führen, reicht nicht aus, um diese Schätzwerte sinnvoll interpretieren zu können. Die Simulationen mit periodischen

Funktionen haben gezeigt, daß die Umrechnung in den Zeitbereich am besten mit der Zyklenlänge erfolgt, die der langwelligeren der beiden verglichenen Komponenten entspricht (vgl. Spalte 3 mit Spalte 4).

In Spalte 4 sind die zu erwartenden Phasenverschiebungen eingetragen. Vergleicht man z. B. die beiden periodischen Funktionen $y_1(t)$ und $y_4(t)$ miteinander, so hat $y_1(t)$ eine Periodenlänge von 50 Monaten und $y_4(t)$ eine Periodenlänge von 55 Monaten. Zu Beginn des Beobachtungszeitraumes besitzt die Reihe $y_4(t)$ einen Phasenvorsprung (Lead) von 5 Monaten. Nach Ablauf von jeweils 50 Monaten hat $y_1(t)$ einen Phasenvorsprung von 5 Monaten gewonnen. Da das Beobachtungsintervall gerade 6 Perioden der Reihe $y_1(t)$ enthält, hätte $y_4(t)$ am Ende des Beobachtungsintervalls einen Phasenrückstand von 30 Monaten erworben. Da am Anfang ein Lead von 5 Monaten bestanden hat, beträgt der Phasenvorsprung der Reihe $y_1(t)$ $30-5=25$ Monate. Dieser Wert stimmt aber nicht mit dem Schätzwert überein, der für ein $M=56$ mit 10 Monaten geschätzt wurde. Weil die Phasenverschiebung im Beobachtungsintervall langsam entstanden ist, besitzt jedes beobachtete Wertepaar eine andere Phasenverschiebung. In der Kreuzkovarianzfunktion entsteht eine Durchschnittsbildung aus allen Phasenverschiebungen von -5 bis 25 Monaten, so daß eine durchschnittliche Phasenverschiebung von 10 Monaten zu erwarten ist. Dieser Wert stimmt mit dem Schätzwert überein, der mit $M=56$, dem Maximum der beiden reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen, geschätzt wurde. Entsprechende Ergebnisse erhält man für alle Testfunktionen, die in der Tabelle S1 zusammengestellt sind.

An der "Lead-Lag-Matrix" der Testfunktionen wird deutlich, daß die geschätzten Phasenverschiebungen Mittelwerte für das gesamte Beobachtungsintervall sind, also wenig über die aktuellen Verschiebungen am Reiheneende aussagen. Für eine empirische Analyse solcher Zeitreihenkomponenten, deren Zyklenlängen nicht als gleich nachgewiesen werden konnten, sind folgende Punkte wichtig:

1. Die Phasenschätzung setzt sich aus zwei Komponenten zusammen, von denen die Phasenverschiebung am Reihenanfang mit ihrem vollen Wert und die kontinuierlich erworbene Verschiebung am Reiheneende mit 50 % ihres Wertes in die Schätzung eingehen.
2. Die Phasenschätzungen in Grad sind relativ unabhängig von dem verwendeten Verschiebungsparameter M , so daß eine Umrechnung in den Zeitbereich mit Hilfe der von M abhängigen zentralen Frequenz zu erheblichen Fehlern führen kann.

3. Die Schätzwerte sind Mittelwerte über das analysierte Intervall und daher von der Länge dieses Intervalls abhängig. Sie sagen wenig über die aktuellen Verschiebungen aus.

In die bisherigen Überlegungen ist die Kohärenz noch nicht einbezogen worden. Sie ist aber sehr wichtig, wenn die Phasenverschiebungen zeitlich interpretiert werden sollen, denn sie ist ein Maß dafür, ob die verglichenen Komponenten weitgehend synchron verlaufen und damit der Beitrag zur Phasenverschiebung gering ist, der auf Unterschiede in der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge zurückgeht. Nur für parallel laufende Konjunkturkomponenten ist die geschätzte Phasenverschiebung ein Maß für die um einen Mittelwert schwankende, zeitliche Verschiebung, die eine Einstufung der Reihen als Konjunkturindikatoren ermöglicht. Die Tabelle der Kohärenzen für die periodischen Funktionen zeigt, daß die Kohärenzen mit wachsender Differenz zwischen den reihenspezifischen Konjunkturperioden schnell abnehmen und von der Länge des Beobachtungsintervalls abhängen. Andererseits gilt aber für die periodischen Funktionen, daß die Phasenschätzungen auch bei kleinen Kohärenzen die erwarteten Werte liefern.

Tabelle S1: Kreuzspektralschätzungen der Simulation 1

"Lead-Lag-Matrix"

Phasenverschiebungen in Monaten mit $M = \max(p_i, p_j)$

Reihen- Nummer	1	2	3	4	5	6
1	0	-3	15	10	24	20
2		0	18	13	28	24
3			0	-5	11	8
4				0	17	13
5					0	-3
6						0

(-) = Lag der Reihe in der Vorspalte gegen Reihe in der Kopfzeile

(+) = Lead der Reihe in der Vorspalte gegen Reihe in der Kopfzeile

"Kohärenz-Matrix"

Kohärenzschätzungen mit $M=\max(p_i, p_j)$

Reihen- Nummer	1	2	3	4	5	6
1	1.000	1.000	0.383	0.386	0.085	0.090
2		1.000	0.379	0.385	0.077	0.080
3			1.000	1.000	0.672	0.674
4				1.000	0.677	0.682
5					1.000	1.000
6						1.000

Quelle: eigene Berechnung.

An den Kohärenzen, die für die Kombinationen zwischen den Reihen 1 und 2 mit den Reihen 3 und 4 bzw. zwischen 3 und 4 mit den Reihen 5 und 6 berechnet wurden, wird die Abhängigkeit von der Länge des Analyseintervalls erkennbar. Da die Unterschiede in den Zyklenslängen in allen Kombinationen 5 Monate betragen, sind die höheren Kohärenzen für die Reihen 3 und 4 mit 5 und 6 hauptsächlich auf den kürzeren Analysezeitraum zurückzuführen.

Um die Wirkungen auf die Kreuzspektralschätzungen zu untersuchen, die auftreten, wenn sowohl Variationen in den reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen als auch in den Amplituden der einzelnen Konjunkturzyklen vorhanden sind, wurde eine zweite Simulation durchgeführt. Die nun untersuchten Reihen setzen sich aus einer Folge verschieden langer Sinusperioden zusammen, deren Amplituden schwanken. Die Ergebnisse sind in der Tabelle S2 dargestellt. Die Schätzwerte sind einerseits von der Amplitude des in der Zyklenslänge abweichenden Konjunkturzyklus und andererseits von seiner Lage in der Mitte oder an den Enden des Analyseintervalls abhängig. Diese beiden Effekte beruhen auf der Berechnung der Kovarianzreihen, denn es werden die Produkte der Abweichungen vom Mittelwert gebildet. Wegen der Verschiebung der Reihen gegeneinander fallen die Anfangs- bzw. Endwerte aus der Berechnung heraus, so daß diese Werte in die Kovarianzreihen mit einem geringeren Gewicht eingehen als die in der Reihenmitte liegenden Werte. Die Produktbildung gewichtet die Schwankungen mit ihrer Amplitude, so daß die Kovarianzen kein einfaches Mittel über die Zyklenslängen liefern, wie es für Testfunktionen mit konstanten Amplituden der Fall war. In der Autokovarianz für eine Verschiebung $\tau=0$, also

der Varianz, erfolgt die Gewichtung nicht nur mit dem Betrag der Amplitude, sondern auch mit deren Quadrat, so daß relativ starke Schwankungen in den Kovarianzfunktionen dominieren. Dieser Sachverhalt ist besonders dann zu beachten, wenn Komponenten untersucht werden, deren Zyklenlängen im Verhältnis zum Analyseintervall relativ lang sind. In diesen Fällen sind nicht genügend Zyklen vorhanden, um einen Ausgleich gegenüber den überbewerteten Zyklen zu schaffen.

In einer Konjunkturanalyse so kurzer ökonomischer Reihen ist also zu prüfen, ob die ermittelten Schätzwerte als ungewichtete Durchschnitte interpretiert werden dürfen, oder ob sie weitgehend durch einzelne, mit relativ hohen Amplituden auftretende Konjunkturzyklen geprägt sind.

Für die Interpretation ökonomischer Daten ist zu beachten, daß die Kohärenzen niederfrequenter Komponenten kurzer Reihen, die nicht vollkommen synchron laufen, sehr hoch (größer als 0.9) sein können, wenn die durchschnittlichen Zyklenlängen annähernd übereinstimmen. Die Phasenschätzungen sind unter diesen Voraussetzungen nur schwer als durchschnittliche Parallelverschiebung aller Konjunkturzyklen zu interpretieren. Sie sind lediglich Mittelwerte für das Analyseintervall, in denen sich die Reihenfolge der Zyklen unterschiedlicher Länge und die Höhe der zugehörigen Amplituden bemerkbar machen.

Die folgenden Ergebnisse lassen sich aus der Tabelle S2 ablesen:

1. Die Bestimmung der reihenspezifischen Konjunkturzyklenlänge ist von der Amplitude des Zyklus mit abweichender Zyklenlänge und seiner Lage in der Reihe abhängig.
2. Die Phasenverschiebung reagiert empfindlich auf die Reihenfolge der Zyklen. Sie sagt als Mittelwert über das gesamte Analyseintervall wenig darüber aus, welche Phasenverschiebungen innerhalb der einzelnen Konjunkturphasen oder, was besonders interessiert, am Reihende vorliegen.
3. Die Kohärenz reagiert empfindlicher auf Schwankungen in den Amplituden als die Phasenschätzung. Wegen der fast gleichen reihenspezifischen Konjunkturzyklenlängen ist die Kohärenz in allen Fällen sehr hoch. Nur auf den ersten Blick überraschen die hohen Kohärenzen zwischen allen Reihen und der Reihe 6, deren Konjunkturzyklen zwischen 55 und 65 Monaten schwanken, so daß die einzelnen Zyklen nicht parallel laufen. Da sich die Verschiebungen für zwei Zyklen ausgleichen, ist langfristig die Kohärenz tatsächlich sehr hoch. Für eine Konjunkturdiagnose sollte aber die Verschiebung für jeden Zyklus etwa gleich sein,

so daß man von einer mittleren, in nicht zu weiten Grenzen schwankenden Parallelverschiebung sprechen kann. Die Kohärenz vermag offensichtlich nichts darüber auszusagen, ob die analysierten Komponenten parallel laufen, oder ob sie um etwa gleiche reihenspezifische Zyklenlängen schwanken, solange in die Analyse nur so relativ kurze Reihen einbezogen werden können.

Die aus den Tabellen S1 und S2 sowie zahlreichen anderen Testrechnungen gewonnenen Hinweise auf das Verhalten der spektralanalytischen Schätzwerte haben die Durchführung der Spektralanalyse stärker auf die Berücksichtigung individueller Eigenschaften der einzelnen Reihen gelenkt, als dies in bisher veröffentlichten Untersuchungen ökonomischer Zeitreihen geschehen ist.

Tabelle S2:

Spektralschätzungen der Simulation 2

Reihen- Nummer	Zyklen- längen	Amplituden	geschätzte Zyklenlänge	erwartete Zyklenlänge
1	60,60,60,60	1,1,1,1	61	60
2	60,60,60,55	1,1,1,2	60	59
3	60,60,55,60	1,1,2,1	59	59
4	60,55,60,60	1,1,1,1	60	59
5	55,60,60,60	1,1,1,1	60	59
6	55,65,55,65	1,1,1,1	61	60

Phasenverschiebungen in Monaten mit $M=\max(p_i, p_j)$

Reihen- Nummer	1	2	3	4	5	6
1	0	-0.92	-1.96	-3.21	-4.55	-2.67
2		0	-1.49	-2.56	-3.66	-1.78
3			0	-1.59	-2.68	-0.70
4				0	-1.33	0.53
5					0	1.87
6						0

Kohärenzschätzungen mit $M=\max(p_i, p_j)$

Reihen- Nummer	1	2	3	4	5	6
1	1	.9176	.9072	.9560	.9915	.9898
2		1	.8234	.8938	.9048	.9090
3			1	.9223	.9140	.8973
4				1	.9750	.9362
5					1	.9820
6						1

Quelle: eigene Berechnung.

LITERATURVERZEICHNIS

0. Abkürzungen

- WiSta : Wirtschaft und Statistik, Stuttgart und Mainz
DIW : Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin
Ifo : Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, München
IRSS : Journal of the Royal Statistical Society, London
Asta : Allgemeines statistisches Archiv, Göttingen

I. Bücher

- ANDERSON, Oskar: Probleme der statistischen Methodenlehre in den Sozialwissenschaften, 5. Auflage, Würzburg, 1965
BICKERT, Georg: Auftragsstatistik, Schriften zur Anwendung statistischer Methoden in der Industrie, Reihe G Heft 1, Stuttgart, 1961
BAUMGART, E. und KRENGEL, R.: Die industrielle Vermögensrechnung des DIW - Ergebnisse einer Neuberechnung, DIW Beiträge zur Strukturforschung, Heft 10, Berlin, 1970
FÖRSTER, Wolfgang: Zerlegung und Lösung diskreter ökonomischer Prozeßmodelle, in: Schriftenreihe des Instituts für angewandte Wirtschaftsforschung, Bd. 11, Tübingen 1969
GRANGER, C.W.J. and HATANAKA, M.: Spectral Analysis of Economic Time Series, Princeton, New Jersey, 1964
GRENANDER, Ulf und ROSENBLATT, Murray: Statistical Analysis of Stationary Time Series, Stockholm, 1956
GRÖHN, Eckard: Spektralanalytische Untersuchungen zum zyklischen Wachstum der Industrieproduktion in der Bundesrepublik Deutschland 1950-1967, in: Kieler Studien, Hrsg.: Herbert Giersch Tübingen, 1970
HABERLER, Gottfried: Prosperität und Depression, 2. Auflage, Tübingen, 1955
HAMPE, Asta: Statistik für Betriebswirte I, 2. Auflage, Stuttgart, 1972
HANNAN, E.J.: Time Series Analysis, London, 1960
HANNAN, E.J.: Multiple Time Series, New York, 1970
HELLER, Siegfried: Analyse der Struktur wirtschaftlicher Prozesse durch Zerlegung von Zeitreihen, Diss. Tübingen, 1966
HOFFMANN, Adolf: Die Statistik der Auftragseingänge in der Industrie, Diss. Marburg, 1966
KENDALL, Maurice G. and STUART, Alan: The Advanced Theory of Statistics, Volume 3, London, 1966

- KENDALL, Maurice G.: Time Series, London, 1973
- KÖNIG, Heinz und WOLTERS, Jürgen: Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen, Meisenheim am Glan, 1972
- LAUENSTEIN, Helmut: Statistische Probleme bei Saisonschwankungen, in: Schriften zur wissenschaftlichen Forschung, Bd. 32, Meisenheim am Glan, 1969
- v.MANGOLD-KNOPP: Einführung in die Höhere Mathematik, Bd. 3, 11. Auflage, Stuttgart, 1958
- MARQUARDT, W. und STRIGEL, W.: Der Konjunkturtest, Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin und München, 1959
- Mathematisches Wörterbuch Bd. 1, Hrsg. J. Naas, H.L. Schmid, Berlin-Stuttgart, 1967, 3. Auflage
- NAEVE, Peter: Spektralanalytische Methoden zur Analyse von Zeitreihen, in: Berichte aus dem Institut für Statistik und Versicherungsmathematik und aus dem Institut für Angewandte Statistik der Freien Universität Berlin, Hrsg.: H. Münzner, W. Wetzel, Würzburg, 1969
- NULLAU, Bruno, HEILER, S., WÄSCH, P., MEISNER, B. und FILIP, D.: Das "Berliner Verfahren" - Ein Beitrag zur Zeitreihenanalyse, DIW Beiträge zur Strukturforschung Heft 7, Berlin, 1969
- SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG: Alternativen außenwirtschaftlicher Anpassung, Jahresgutachten 1968/69, Stuttgart und Mainz, 1968
- Im Soog des Booms, Jahresgutachten 1969/70, Stuttgart und Mainz, 1969
- Konjunktur im Umbruch - Risiken und Chancen - , Jahresgutachten 1970/71, Stuttgart und Mainz, 1970
- SCHUMPETER, Joseph, A.: Konjunkturzyklen I und II, Göttingen, 1961
- STÖPPLER, Sigmar: Mathematik für Wirtschaftswissenschaftler, UTB Bd. 186, Opladen, 1972
- STUMPF, Karl: Grundlagen und Methoden der Periodenforschung, Berlin 1937
- THIEDE, H.: Die Problematik der Ausschaltung von Saisonschwankungen aus wirtschaftsstatistischen Zeitreihen, in: Schriftenreihe des Instituts für internationalvergleichende Wirtschafts- und Sozialstatistik an der Universität Heidelberg, Bd. 6, Freiburg i.Br. o.J.
- U.S. Bureau of The Census: The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Programm, Technical Paper No. 15, 1967 revision, U.S. Government Printing Office, Washington, D.C. 1967
- WAGEMANN, Ernst: Konjunkturlehre, Berlin 1928
- WAGNER, Adolf: Die Wachstumszyklen in der Bundesrepublik Deutschland Eine kooperativ-dynamische Komponentenanalyse für die Jahre 1951-1970, IAW Tübingen, Schriftenreihe Bd. 21, Tübingen, 1972
- WERNER, Kurt: Die Industriestatistik der Bundesrepublik Deutschland 2. Auflage, Berlin, 1965

WETZEL, Wolfgang (Hrsg.): Neuere Entwicklung auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, in: Sonderhefte zum allgemeinen statistischen Archiv, Heft 1, Göttingen, 1970

WOLD, Herman: A Study in the Analysis of Stationary Time Series, 2. Auflage, Stockholm, 1954

II. Beiträge in Sammelwerken, Aufsätze in Zeitschriften und Zeitung

ADELMAN, Irma: Long Cycles - Fact or Artifact? in: The American Economic Review, 1965, S. 444-463

BARTELS, Hildegard und Mitarbeiter: Die Auswirkungen des Mehrwertsteuersystems auf die Wirtschaftsstatistiken, in WiSta, 1967, Heft 12, S. 667-672

BAUMGART, E.: Produktionsvolumen und -potential, Produktionsfaktoren der Industrie im Gebiet der BRD, in: Vierteljahresheft zur Wirtschaftsforschung, Berlin, 1970, Heft 1,4 S. 18-33, 247-253

BEVERIDGE, W.H.: Wheat Prices and Rainfall in Western Europe, in: JR Volume 85, London 1922, S. 412-459

BONES, A.: Vierteljährliche Indexziffern der Kapazitätsauslastung für die Bereiche der Verarbeitenden Industrie in der Bundesrepublik Deutschland, in: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Berlin, 1969, Heft 2, S. 190-206

BRANDNER, Hela: Neuberechnung des Index des Auftragseingangs in der Industrie auf Basis 1962, in: WiSta, 1969, Heft 3, S. 131-136

BRANDNER, Hela: Entwicklung der Auftragsbestände in der Industrie, in: WiSta, 1971, Heft 1, S. 9-11

BRILLINGER, D.R. and HATANAKA, M.: An Harmonic Analysis of Nonstationary Multivariate Economic Processes, in: Econometrica, Volume 37, 1969, S. 131-141

BRILLINGER, D.R.: An Introduction to Polyspectra, in: The Annals of Mathematical Statistics, Volume 36, 1965, S. 1351-1374

DEUTSCHE BUNDESBANK (Hrsg.): Erfahrungen mit der Anwendung der Regressionsrechnung auf die Saisonberechnung statistischer Zeitreihen in: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Frankfurt/M., 1961

Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank für das Jahr 1970, Frankfurt/M., 1971

DIXON, W.J.: BDMO2T Autocovariance and Power Spectral Analysis, Health Sciences Computing Facility, Department of Preventive Medicine and Public Health, School of Medicine, University of California, Los Angeles, Revised 1965

ERHARD, Ulrich: Durchlaufende Reihen für ausgewählte Daten der Industriestatistik nach Einführung des neuen Umsatzsteuersystems ab 1. Januar 1968, in: WiSta, 1969, Heft 10, S. 566-569

ERHARD, Ulrich: Zur Aussage des Index über den Auftragsbestand in der Industrie, in: WiSta, 1971, Heft 10, S. 605-608

ERHARD, Ulrich: Neuberechnung des Index des Auftragseingangs in der Industrie auf Basis 1970, in: WiSta, 1972, Heft 3, S. 151-154

FÜRST, Gerhard: Zur Wahl eines einheitlichen Basiszeitraumes für Indexberechnungen, in: WiSta, 1951, Heft 4, S. 138-142

FÜRST, Gerhard: Probleme der industriellen Produktionsstatistik, in: WiSta, 1954, Heft 7, S. 311-319

- FÜRST, Gerhard: Zur Wahl des Basisjahres 1958 für Indexberechnungen, in: WiSta, 1961, Heft 1, S. 7-10
- GÖRZIG, B.: und KIRNER, W.: Zur Entwicklung des künftigen Wachstumspotentials in der BRD, in: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Berlin, 1970, S. 18-23
- GRANGER, C.W.J.: The Typical Spectral Shape of an Economic Variable, in: Econometrica, Volume 34, 1966, S. 150-161
- HAMPE, Asta: Bemerkungen zur statistischen Erfassung der Nachfrage und ihrer Intensität, in: AstA, Band 46, 1962, S. 129-140
- HANNAN, E.J.: The Estimation of Spectral Density After Trend Removal, in: JRSS Series B, Volume 20, 1958, S. 323-333
- HARKNESS, J.P.: A Spectral-Analytic Test of the Long-Swing Hypothesis in Canada, in: The Review of Economics and Statistics, 1968, S. 429-436
- HELLER, Siegfried: Theoretische Grundlagen des "Berliner Verfahrens", in: Wolfgang Wetzel (Hrsg.): Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, Sonderhefte zum AstA, Heft 1, Göttingen, 1970, S. 67-93
- KETTERER, Karl-Heinz: Ein neues Frühwarn-System, in: Die Wirtschaftswoche, 1971, Heft 7, S. 4-6
- KRELLE, Wilhelm: Grundlinien einer stochastischen Konjunkturtheorie, in: Wilhelm Weber (Hrsg.) Konjunktur- und Beschäftigungstheorie, Köln und Berlin, 1969, 2. Auflage, S. 329-350
- LOMNICKI, Z.A. and ZAREMBA, S.K.: On the Estimation of Autocorrelation in Time Series, in: The Annals of Mathematical Statistics, Volume 28, 1957, S. 140-158
- LOYNES, R.M.: On the Concept of the Spectrum for Nonstationary Processes, in: JRSS, Series B, Volume 30, 1968, S. 1-20
- MACNEILL, J.B.: Tests for Periodic Components in Multiple Time Series, in: Biometrika, Volume 61, 1974, S. 57-70
- MEIER, Gerhard: Neuberechnung des Index der industriellen Bruttoproduktion für Investitionsgüter und Verbrauchsgüter auf Basis 1958, in: WiSta, 1965 Heft 4, S. 230-233
- MEIER, Gerhard: Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1958, in: WiSta 1965, Heft 3, S. 149-166
- MEIER, Gerhard: Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1962, in: WiSta, 1968, Heft 3, S. 137-144
- MEIER, Gerhard: Neuberechnung des Index der industriellen Bruttoproduktion für Investitionsgüter und Verbrauchsgüter auf Basis 1962, in: WiSta, 1968, Heft 4, S. 191-193
- NOURNEY, Martin: Methoden der Zeitreihenanalyse, in: WiSta, 1973, Heft 1, S. 11-17
- NULLAU, Bruno: Probleme bei der praktischen Anwendung des "Berliner Verfahrens", in: Wolfgang Wetzel (Hrsg.): Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, Sonderheft zum AstA, Heft 1, Göttingen, 1970, S. 95-129
- OTT, Alfred E. und WAGNER, Adolf: Materialien zu den Wachstumszyklen in der Bundesrepublik Deutschland, in: Alfred E. Ott (Hrsg.): Wachstumszyklen, Berlin, 1973, S. 157-181

- PARZEN, Emanuel: On Consistent Estimates of the Spectrum of a Stationary Time Series, in: The Annals of Mathematical Statistics, Volume 28, 1957, S. 329-348
- PARZEN, Emanuel: On Choosing an Estimate of the Spectral Density Funktion of a Stationary Time Series, in: The Annals of Mathematical Statistics, Volume 28, 1957, S. 921-932
- ROEDER Frhr. von, Ernst: Statistik des Auftragseingangs in der Industrie als Mittel der Marktbeobachtung, in AstA, Bd. 36, 1952, S. 315-325
- RUEDIGER, W.: Neuberechnung des Index der industriellen Netto-
produktion, in: WiSta, 1956, Heft 3, S. 129-146
- SCHIPS, Bernd: Lag-Hypothesen in makroökonomischen Konjunkturmodellen
in: Alfred E. Ott (Hrsg.) Wachstumszyklen, Berlin, 1973, S. 79-102
- SCHIPS, Bernd: Ergebnisse einer Analyse der wirtschaftlichen
Entwicklung in der BRD von 1950 bis 1971, in: Alfred E. Ott
(Hrsg.): Wachstumszyklen, Berlin, 1973, S. 183-200
- SCHMIDT, Klaus-Dieter: Konjunkturtheorie: Was heißt Rezession,
in: Die Wirtschaftswoche, 1972, Nr. 26, S. 37/38
- SCHUSTER, A.: On the Investigation of Hidden Periodicities, in:
Terrestrial Magnetism, Volume 3, 1898, pp. 13-41
- SEITZ, Tycho: Die Entwicklung der Konjunkturtheorie seit den
"Contributions" von Hicks, in: Alfred E. Ott (Hrsg.): Wachstumszyklen, Berlin, 1973, S. 9-36
- SLUTZKY, Eugen: The Summation of Random Causes as the Source
of Cyclic Processes, in: Econometrica, Bd. 5, 1937, S. 105-146
- YULE, G.U.: Why do we sometimes get Nonsense-Correlations between
Time-Series? - A Study in Sampling and the Nature of Time-
Series, in: JRSS, Volume 89, 1926, S. 1-64
- Ohne Verfasserangabe: Die Entwicklung der Arbeitszeiten und
Arbeitsverdienste in der Industrie in den Jahren 1950 bis 1957,
in: WiSta, 1958, S. 301-304

L e b e n s l a u f

8.3.1940	: geboren in Kassel
Vater	: Wilhelm Fennel, Bankkaufmann
Mutter	: Elfriede Fennel , geb. Heiser
1947 bis 1951	: Volksschule in Kassel
1951 bis 1960	: Albert-Schweitzer-Schule in Kassel (naturwissenschaftlicher Zweig)
7.3.1960	: Reifeprüfung
1960 bis 1963	: 6 Semester Physikstudium in Marburg
August 1963 bis März 1964	: berufstätig in Kassel
April 1964 bis Oktober 1964	: Programmiererausbildung in Dortmund
Oktober 1964 bis April 1965	: berufstätig als Programmierer in Dortmund (Mathematischer Beratungs- und Programmierungsdienst)
Mai 1965 bis Juli 1969	: Volkswirtschaftsstudium in Marburg
24.9.1966	: Heirat mit Ingrid Kern
1.9.1967	: Sohn Hans-Peter geboren
15.7.1969	: Diplomprüfung
Seit September 1969	: Wissenschaftlicher Angestellter in der Abteilung für Statistik des Fachbereichs Wirtschaftswissen- schaften der Philipps-Universität Marburg
23.4.1970	: Tochter Sabine geboren
12.2.1976	: Promotion zum Dr.rer.pol.

